بسم الله الرحمن الرحيم

جامعة اليرموك

كلية التربية

قسم علم النفس الإرشادي والتربوي

أثر طريقة تصفية المموهات في فقرات الاختيار من متعدد على معادلة الاختبار

"The Effect of Filtering Distractors Method in Multiple Choice Items on Test Equating"

إعداد

موسى محمد محمود كوفحي

إشراف

الأستاذ الدكتور: أحمد عودة

حقل التخصص– القياس والتقويم

20 رمضان 1434 هـ

2013/7/29 م

أثر طريقة تصفية المموهات في فقرات الاختيار من متعدد على معادلة الاختبار

إعداد

موسى محمد محمود كوفحي

ماجستير القياس والتقويم، جامعة اليرموك 2009م

قدمت هذه الأطروحة استكمالاً لمتطلبات الحصول على درجة الدكتوراه في الفلسفة

تخصص القياس والتقويم في جامعة اليرموك، إربد، الأردن.

وافق عليها

أ.د. أحمد سليمان عودة.. رئيساً

أستاذ البحث والتقويم التربوي، جامعة اليرموك

أ.د. أحمد يوسف قواسمة.. عضواً

أستاذ القياس والتقويم، جامعة اليرموك

د. محمود فيصل القرعان.. عضواً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم، جامعة الحسين

د. علي محمد الزعبي.. عضواً

أستاذ مشارك في مناهج الرياضيات وأساليب تدريسها، جامعة اليرموك

د. نضال كمال الشريفين.. عضواً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم، جامعة اليرموك

20 رمضان 1434 هـ

تاريخ مناقشة الأطروحة 29 /2013/7 م

الإهـــــــــداء

إلى من كان للعين نوراً وللقلب بهجاً وسروراً (**أخي محمود**) نور الله مرقده وأعلى في جنان الخلد مسكنه.

إلى والدي (**أبي وأمي**) اللذين أسبغا علي الدفئ والحنان فطالما كانا يصفاني بآخر العنقود ومسك الختام.

إلى (**زوجتي**) التي كانت كما كنت أتمنى على الدوام فلازمتني بكل ودٍ وحنان.

إلى من كانوا لي السند والعون (**أخواني وأخواتي**).

إلى من حصدوا الأشواك عن دربي ليمهدوا لي طريق العلم **(أهل زوجتي)**.

أهدي هذا العمل بكل فخرٍ وإمتنان لمن بلغني شاطئ العلم بأمان.

شكر وتقدير

أحمد الله سبحانه وتعالى على ما وفقني به وأعانني لإتمام هذا العمل الذي أبتغي به مرضاة العزيز القدير، وبعد:

فإنه لا يَسعُني في هذا المقام إلا أن أتقدم بجزيل الشكر وعظيم الامتنان إلى أستاذي ومشرفي الفاضل الأستاذ الدكتور أحمد عوده حفظه الله ورعاه إذ إنه منحني من وقته وجهده الكثير، وفتح لي سُبل البحث العلمي، ولم يبخل عليّ بنصح أو إرشاد أو توجيه حتى اكتمل هذا العمل. فقد عشت معه تجربة بحث طالما كنت أطمح إليها، وأتمناها، ولقد أحسست خلالها بغزارة علمه، وعظيم تواضعه، وسداد منهجه، وبفيض عبقريته، فأعطاني من وقته وفكره ما يستحق كل ثناء وتقدير، وإنه بحق من الأساتذة الأجلاء الذين يتعاظمون بخدمة العلم، ويتسامون بتنوير العقول، فجزاه الله عني وعن العلم خير الجزاء.

كما أتقدم بجزيل الشكر والتقدير أيضاً إلى الأساتذة الأفاضل أعضاء لجنة المناقشة، الأستاذ الدكتور أحمد قواسمة، والدكتور محمود القرعان، والدكتور علي الزعبي، والدكتور نضال الشريفين.

وأتوجه بالشكر والعرفان إلى والد زوجتي قاسم الدروع لما قدمه من مساعدة في التدقيق اللغوي للرسالة، وإلى الصديق العزيز أحمد نظمي لما قدمه من مساعدة أثناء جمع البيانات. ولا يفوتني أن أشكر جزيل الشكر كل من ساهم في إتمام هذا العمل.

قائمة المحتويات

الموضوع | الصفحة

الإهـــــــــداء .... ج
شكر وتقدير .... د
قائمة المحتويات .... ه
قائمة الجداول .... ز
قائمة الأشكال .... ي
قائمة الملاحق .... ك
الملخص .... ل
الفصل الأول 1
خلفية الدراسة وأهميتها 1
تعريف معادلة الاختبار 4
أنواع معادلة الاختبارات 5
شروط معادلة الاختبارات (Conditions for Equating) 5
تصاميم جمع البيانات في معادلة الاختبارات 6
طرق معادلة الاختبارات 8
المعادلة الخطية (Linear Equating): 9
المعادلة بواسطة الرتب المئينية (Equipercentile Equating) : 10
إجراءات المعادلة باستخدام النموذج أحادي المعلم (راش) : 15
خطأ المعادلة (Equating Error) 18
المعايير المستخدمة للحكم على دقة وفاعلية الطرق المستخدمة لمعادلة الاختبارات: 19
مشكلة الدراسة وأسئلتها 20
أهمية الدراسة 22
تعريف المصطلحات 23
محددات الدراسة 24
الفصل الثاني 25
الدراسات السابقة 25
أولا: الدراسات التي تناولت أثر طريقة تصفية المموهات على الخصائص السيكومترية للاختبار وفقراته. 26
ثانيا: الدراسات التي تناولت موضوع معادلة الاختبار وفق النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس. 30
الفصل الثالث 39
الطريقة والإجراءات 39
مجتمع الدراسة (Accessible population): 39
عينة الدراسة: 39
أداة الدراسة: 41
المعالجات الإحصائية: 52

النتائج ومناقشتها 57
أولا: المواصفات الإحصائية المتحققة لنماذج الاختبار المختلفة في طريقة تصفية مموهاتها حسب النظرية الكلاسيكية في القياس.. 57
ثانيا: معادلة الاختبارات... 67
1- المعادلة باستخدام الرتب المئينية. 67
2- المعادلة الخطية.. 76
3- المعادلة وفقاً لنموذج أحادي المعلم (راش). 83
استنتاجات الدراسة:.. 104
قائمة المراجع.. 106
المراجع العربية 106
المراجع الأجنبية:.. 108
الملاحق.. 111
الملخص باللغة الإنجليزية 127

قائمة الجداول

رقم الجدول	المحتوى	رقم الصفحة
الجدول(1)	توزيع أفراد مجتمع الدراسة حسب الجنس وعدد الشعب	**39**
الجدول(2)	توزيع أفراد عينة الدراسة حسب الجنس وعدد الشعب و اسم المدرسة	**40**
الجدول(3)	معاملات الصعوبة والتمييز لكل فقرة من فقرات الاختبار على العينة الاستطلاعية	**46**
الجدول(4)	عدد أفراد الدراسة موزعين حسب نماذج الاختبار	**51**
الجدول(5)	معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز للنماذج المكونة بطرق تصفية المموهات	**58**
الجدول(6)	معاملات الصعوبة والتمييز لنماذج تصفية المموهات بعد حذف الفقرات	**59**
الجدول(7)	عدد الفقرات قبل وبعد حذف الفقرات لنماذج تصفية المموهات	**60**
الجدول(8)	ملخص الإحصائيات الوصفية للعلامات على نماذج تصفية المموهات	**60**
الجدول(9)	معاملات الثبات والخطأ المعياري للقياس والانحراف المعياري لنماذج تصفية المموهات	**61**
الجدول(10)	نتائج الإحصائي (M) لفحص الاختلاف في معاملات الثبات لنماذج تصفية المموهات	**62**
الجدول(11)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للعلامات المئوية للمفحوصين	**63**
الجدول(12)	تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين على نماذج تصفية المموهات	**64**
الجدول(13)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعاملات الصعوبة	**64**
الجدول(14)	تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة لنماذج تصفية المموهات	**65**
الجدول(15)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعاملات التمييز لنماذج تصفية المموهات	**66**
الجدول(16)	تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لمعاملات التمييز لنماذج تصفية المموهات	**66**
الجدول(17)	العلامات الملاحظة المتعادلة على نماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية	**68**
الجدول(18)	أحجام العينات العشوائية والمتوسط والانحراف المعياري للعلامات المتعادلة لها باستخدام الرتب المئينية	**71**
الجدول(19)	تقديرات قيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية وفقا لنموذج تصفية المموهات	**72**
الجدول(20)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة الرتب المئينية	**73**

الجدول(21)	تحليل التباين الأحادي لمتوسطات الخطأ المعياري للمعادلة المئينية للنماذج المختلفة	73
الجدول(22)	المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية لنماذج تصفية المموهات	74
الجدول(23)	قيم الصدق التقاطعي لنماذج تصفية المموهات للمعادلة المئينية	75
الجدول(24)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للعلامات الملاحظة للنماذج المختلفة والنسبة بين الانحرافات المعيارية	77
الجدول(25)	العلامات الملاحظة المتعادلة خطيا لنماذج تصفية المموهات	78
الجدول(26)	قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية لنماذج تصفية المموهات	79
الجدول(27)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية	80
الجدول(28)	تحليل التباين الأحادي لمتوسطات الخطأ المعياري للمعادلة الخطية للنماذج المختلفة	81
الجدول(29)	المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية لنماذج تصفية المموهات	81
الجدول(30)	قيم الصدق التقاطعي لنماذج تصفية المموهات للمعادلة الخطية	82
الجدول(31)	أرقام وأعداد الفقرات والأفراد الغير مطابقين لنموذج أحادي المعلم للنماذج المختلفة	83
الجدول(32)	عدد الفقرات والأفراد المطابقة لنموذج أحادي المعلم للنماذج المختلفة	84
الجدول(33)	تقديرات معلمة الصعوبة والخطأ المعياري للتقديرات لنماذج تصفية المموهات	85
الجدول (34)	تقدير قدرات الأفراد والأخطاء المعيارية في قياسها لنماذج تصفية المموهات	87
الجدول (35)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقدرات لأفراد المقدرة	88
الجدول (36)	تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لتقديرات قدرات الأفراد على نماذج تصفية المموهات	88
الجدول (37)	العوامل الثلاثة الأولى وجذورها الكامنة ونسب تباينها ومؤشرات الحكم على أحادية البعد للنماذج المختلفة	89
الجدول (38)	تقديرات القدرة المتعادلة لنماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية وما يناظرها من قيم لدالة المعلومات والكفاءة النسبية	92
الجدول(39)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لدوال المعلومات لنماذج تصفية المموهات	95
الجدول(40)	تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لدوال المعلومات لنماذج تصفية المموهات	95
الجدول(41)	المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم دالة المعلومات لنماذج تصفية المموهات	96

الجدول(42)	قيم الخطأ المعياري وفقا لطريقة معادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات	**99**
الجدول (43)	المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية	**101**
الجدول(44)	تحليل التباين الأحادي لمتوسطات الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية للنماذج المختلفة	**101**
الجدول(45)	المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات	**102**
الجدول(46)	قيم الصدق التقاطعي لنماذج تصفية المموهات لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية	**102**

قائمة الأشكال

رقم الشكل	المحتوى	رقم الصفحة
الشكل (1)	العلامات الملاحظة المتعادلة لنماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية	**69**
الشكل (2)	المنحنى الممهد للعلامات الملاحظة للنماذج المختلفة	**70**
الشكل (3)	رسم بياني يمثل الجذور الكامنة للعوامل	**90**
الشكل (4)	تقديرات القدرة المتعادلة عند الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات	**97**
الشكل (5)	المنحنى الممهد لتقديرات القدرات للنماذج المختلفة	**98**

قائمة الملاحق

الملحق	المحتوى	رقم الصفحة
الملحق(أ)	الموضوعات والأهداف التي تضمنتها وحدة الجبر من كتاب الصف السابع الأساسي والأهمية النسبية.	112
الملحق (ب)	ملخص التقرير الخاص بمجموعة مشرفي ومعلمي الرياضيات لتحكيم المعايير الخاصة بصدق المحتوى للاختبار.	114
الملحق (ج)	ملخص التقرير الخاص بمجموعة مختصي القياس والتقويم لتحكيم المعايير الخاصة بالفقرات.	116
الملحق (د)	اختبار الرياضيات في وحدة الجبر للصف السابع الاساسي.	117
الملحق (هـ)	العلامات الملاحظة المتعادلة باستخدام الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات على العينتين العشوائيتين.	122
الملحق (و)	العلامات المعادلة وفقاً لطريقة المعادلة الخطية، عند تحويل العلامات الملاحظة من النموذج العشوائي إلى ما يعادلها من العلامات على العينة الأولى والثانية من نماذج تصفية المموهات.	124
الملحق (ي)	العلامات المعادلة وفقاً لطريقة معادلة الرتب المئينية للقدرة، عند إيجاد تقديرات القدرات المتعادلة باستخدام الرتب المئينية على العينة الأولى والثانية لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات.	125

الملخص

كوفحي، موسى محمد محمود. أثر طريقة تصفية المموهات في فقرات الاختيار من متعدد على معادلة الاختبار. أطروحة دكتوراه، جامعة اليرموك، 2013. (المشرف: أ.د. أحمد عودة).

هدفت هذه الدراسة إلى استقصاء أثر طريقة تصفية المموهات في فقرات الاختيار من متعدد على معادلة الاختبار. ولتحقيق هدف الدراسة، تم إعداد اختبار في الرياضيات من (40) فقرة من نوع الاختيار من متعدد بستة بدائل، كان قد تم اختيار مموهاته من إجابات الطلبة بعد تطبيقه على عينة من (70) طالب. وبعد إعداده بصورته الأولية تم تطبيقه على عينة استطلاعية من (130) طالب، لحساب معاملات الصعوبة والتمييز للفقرات، وقد تكون الاختبار بصورته النهائية من (34) فقرة من ستة بدائل لكل فقرة، تم تكوين أربعة نماذج لكل منها أربعة بدائل للفقرة بعد حذف مموهين من بدائل فقرات الصورة النهائية للاختبار لتكون على النحو الآتي: نموذج بطريقة التصفية العشوائية للمموهات، نموذج بطريقة التصفية التجريبية، نموذج بطريقة التصفية بالتحكيم، ونموذج بطريقة التصفية المنطقية.

وطبقت النماذج الأربعة على عينة مؤلفة من (880) طالباً وطالبة من طلاب الصف السابع الأساسي، واستخدمت المعادلة الخطية والرتب المئينية من طرق المعادلة القائمة على النظرية الكلاسيكية في القياس، وطريقة المعادلة وفق النموذج أحادي المعلم (راش) من الطرق القائمة على النظرية الحديثة في القياس. وقامت إجراءات المعادلة على تصميم المجموعات العشوائية لجمع البيانات، وتم استخدام محكين للحكم على دقة وفاعلية المعادلة هما: محك الخطأ المعياري للمعادلة، ومحك الصدق التقاطعي، وبعد تحليل البيانات أظهرت النتائج التأكيد على ضرورة معادلة الدرجات على نماذج تصفية المموهات، وأظهرت النتائج تأثر دقة وفاعلية المعادلة باختلاف طريقة تصفية المموهات.

كما أظهرت النتائج عدم تفوق أي طريقة من طرق تصفية المموهات على الطرق الأخرى من حيث دقة وفاعلية المعادلة، إذ إن تفوق أي طريقة من طرق تصفية المموهات على الأخرى اختلف باختلاف طريقة المعادلة المستخدمة.

كما كشفت النتائج تفوق طريقة المعادلة وفق نموذج راش على طريقتي المعادلة وفق النظرية الكلاسيكية في القياس بالاعتماد على المعايير السابقة، ثم يليها المعادلة الخطية وأخيراً معادلة الرتب المئينية.

الكلمات المفتاحية: تصفية المموهات، معادلة الاختبار، فقرات الاختيار من متعدد.

الفصل الأول
خلفية الدراسة وأهميتها

تعد اختبارات الاختيار من متعدد من أكثر الاختبارات انتشاراً في التربية، والمجالات التنظيمية الأخرى، وهذا النوع من الاختبارات قد تفوقت على كل أشكال الفقرات الموضوعية الأخرى، وذلك بسبب كفاءتها وتعدد استعمالاتها، حيث أنه يمكن بواسطتها قياس أهداف بسيطة وأخرى مركبة في مختلف المواضيع الدراسية (Aiken, 2003).

ويجب أن لا يقل عدد البدائل عن ثلاثة بدائل حتى يتم تصنيف الفقرة على أنها من نوع الاختيار من متعدد (ثورندايك، وهيجن، 1986). و حتى يقل عامل التخمين يفضل صياغة فقرات من أربع وخمس بدائل (الكيلاني وزملاؤه، 1993).

ومهما يكن عدد البدائل للاختبار يجب أن يراعى في صياغتها مجموعة من المعايير وذلك للحصول على مموهات جذابة للطلبة (ثورندايك، وهيجن، 1986) ومن هذه المعايير:

1. أن لا تختلف البدائل في أطوالها ما أمكن ذلك.
2. أن تكون البدائل قصيرة قدر الإمكان.
3. أن تحتوي بدائل الإجابة الخطأ (المموهات) على إجابات معقولة ظاهرياً وأن تكون جذابة للطلبة.
4. أن تكون المموهات مما هو متعارف عليه عند الطلبة حتى لا يتم استبعاد المموه بسهولة.
5. أن تكون المموهات متجانسة في المحتوى مع بعضها بعضاً حتى لا يقوم الطالب باستبعاد الإجابات، ليتوصل إلى الإجابة الصحيحة بسهولة، علما بأن صعوبة الفقرة تزداد بزيادة تجانس الفقرة.

6. تجنب استخدام بديل (لا شئ مما ذكر) أو ما ماثل ذلك في أسئلة الاختيار من متعدد، إلا إذا كانت هناك إجابة صحيحة لا يعترض عليها أحد، أما في الحالات التي يترتب على الطالب أن يختار " أفضل إجابة " عندها يكون استخدام بديل " لا شئ مما ذكر " غير مناسب.

7. أن يكون عدد الإجابات الصحيحة موزعة بالتساوي على كل البدائل وبترتيب عشوائي.

فقد يلجأ بعض المعلمين إلى وضع الإجابة الصحيحة في بديل ما محبب لديهم كوضع البديل الصحيح في الموقع المتوسط لبدائل الفقرة (البديل ج مثلاً).

ويضيف جرونلاند ولن (Gronlund & linn, 1990) في هذه النقطة أن على باني الاختبار تجنب الوقوع في نسق معين منتظم للإجابات لاسيما أن بعض الطلبة قد يكتشفون النمط ويكون معيناً لهم للإجابة عن بعض الفقرات التي لا يعرفون الإجابة عنها.

8. تطرح الأرومة مشكلة محددة وواضحة، أي أن يتعرف الطالب على المشكلة ويفهمها فهما لا لبس فيه، قبل أن يقرأ بدائل الإجابة.

9. أن لا يحتوي الاختبار على فقرات تعتمد في إجابتها على فقرات أخرى في نفس الاختبار، بمعنى أن لا يستدل الطالب على الإجابة الصحيحة لفقرة من فقرة أخرى.

10. تجنب قدر الإمكان بعض الألفاظ الخاصة مثل دائما، كل، أبدا......الخ لأن وجودها قد يدل على أن البديل خاطئ.

وتعد عملية تحليل فقرات الاختبار من الأمور ذات الأهمية في معرفة أداء المفحوص على الاختبار وتعتمد عملية تحليل الفقرات على الغرض من الاختبار أو طريقة تفسير نتائجه. ويوجد بعض المؤشرات الإحصائية التي تستخدم في تحليل الفقرات مثل صعوبة الفقرة وتمييزها وجاذبية المموهات، ويشير مفهوم صعوبة الفقرة إلى نسبة الطلبة الذين أجابو على الفقرة إجابة صحيحة،

ويعتبر أفضل قيمة لمعامل الصعوبة بغياب التخمين (0.50) وبما أنه من الصعب أن تكون جميع الفقرات بهذا المستوى من الصعوبة، فإن أي فقرة ضمن توزيع لمعاملات الصعوبة يتراوح بين(0.20−0.80) بمتوسط (0.50) يمكن أن تكون مقبولة.

ويشير التمييز إلى قدرة الفقرة التمييزية بين من يمتلكون المعرفة وبين من لا يمتلكونها في اختيار البديل الصحيح، ويعتبر أنسب القيم لمعامل التمييز هي القيم التي تتراوح بين 0.20 والواحد صحيح إذ إنها تعتبر فقرات مقبولة ويمكن الاحتفاظ بها في الاختبار، وفيما يتعلق بجاذبية المموه فيتم حسابه من خلال إيجاد نسبة الطلبة الذين اختاروا المموه من الفئة العليا مطروحا منها نسبة الطلبة الذين اختاروا المموه من الفئة الدنيا، وفي حال كان عدد الطلبة ممن أجابوا على المموه من الفئة العليا أكثر من الطلبة من الفئة الدنيا فإن مثل هذا المموه يفضل حذفه، وبالتالي فان أي تغيير يطرأ على هذه المؤشرات يؤثر على عملية تحليل فقرات الاختبار مما يؤثر على أداء المفحوص على الاختبار(عودة، 2010). ويبقى السؤال مطروحاً حول تأثير هذا التغيير في الشكل والمضمون على خصائص الاختبار وخصائص علامات المفحوصين قائماً.

و يرى عودة (2010، المرجع السابق) بأن المموهات يجب أن تكون جذابة للطلبة، أي أنه من الأفضل أن لا يقل عدد الطلبة الذين اختاروا المموه عن 0.05 من الطلبة ككل، وبما أن المموه يعتبر إجابة خاطئة فمن البديهي أن يكون عدد الطلبة الذين يختارون أي منها في الفئة العليا أقل منه من الفئة الدنيا.

ويمكن القول أنه إذا كان عدد الطلبة الذين اختاروا المموه قليلاً يجب حذفه، وبالتالي، فإنه من الممكن اعتبار الطريقة التي يتم بها تصفية (حذف) المموه متغيرا يؤثر على خصائص الفقرة من صعوبة وتمييز. وهذا التأثير أكدت عليه بعض الدراسات مثل دراسة ظاظا (2000) التي درست أثر أربع طرق لحذف المموهات على خصائص الفقرة والاختبار والتي أظهرت نتائجها

بوجود أثر لطريقة حذف المموهات على معاملات التمييز. والدراسة التي أجراها أبو جراد (1997) في معرفة أثر طريقتي الحذف التجريبي والعشوائي على خصائص الفقرة والاختبار، وقد أشارت النتائج بوجود أثر لطريقة حذف المموهات على معاملات الصعوبة لفقرات اختبار الاختيار من متعدد.

وبسبب الاختلاف الذي قد يظهر في خصائص الفقرات والاختبار لنماذج أو صور اختبارات الاختيار من متعدد التي تقيس نفس النطاق من المحتوى، الناتجة عن طريقة تصفية (حذف) المموهات، مثل هذه الاختبارات قد لا تكون عادلة في قياسها وخاصة أنها تعد نماذج أو صور مختلفة للاختبار نفسه، وقد غاب عن عين الباحثين بإجراء أي معادلة للاختبارات التي يتم تصفية مموهاتها بإحدى طرق التصفية المختلفة، وهذا ما جاءت به هذه الدراسة في معادلة النماذج المختلفة للاختبار الناتجة عن الطريقة التي يتم بها تصفية المموهات ودراسة أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة هذه النماذج من الاختبار.

تعريف معادلة الاختبار

يوجد العديد من التعريفات لمفهوم معادلة درجات الاختبار (Test Scores Equating)، إذ يرى هولاند وروبين (Holland & Rubin, 1982) أن عملية معادلة الاختبارات تعني إجراء تعديلات عددية على درجات كل صورة من صور الاختبار للتعويض عن اختلاف الصعوبة من صورة لأخرى، و يعرف كروكر و ألجينا (Crocker & Algina, 1986) معادلة الاختبارات على أنها عملية الحصول على درجات متكافئة لأداتين تقيسان نفس السمة وبمقدار متساوٍ من الثبات مع تساوي الرتب المئينية المناظرة للدرجات، كما عرف لورد وفنقرسكي (Lord &Wingersky,1984) معادلة الاختبارات أنها عملية إيجاد درجات متناظرة للصور المختلفة من الاختبار، ويرى سكاجز وليستز(skaggs & lissitz, 1986) أن المقصود بمعادلة صورتي

الاختبار هو تحويل نظام وحدات القياس الخاص بإحدى الصورتين إلى نظام وحدات القياس الخاص بالصورة الأخرى، بحيث تصبح القياسات المستمدة من درجات كل من الصورتين متكافئة بعد إجراء هذا التحويل.

أنواع معادلة الاختبارات

هنالك نوعين من من أنواع معادلة الاختبارات وهما المعادلة الأفقية (Horizontal Equating) والمعادلة العمودية (Vertical Equating). ففي المعادلة الأفقية تكون الصور المختلفة للاختبار متماثلة في المحتوى ومتقاربة في مستوى صعوبة فقراتها وتقيس نفس السمة في المجتمع نفسه، أي أن الاختلاف في قدرة المفحوص يعود إلى صورة الاختبار وليس إلى قدرته الفعلية، ويشكل الأفراد الذين تطبق عليهم هذه النماذج مجتمع واحد من حيث المستوى التعليمي، ولذلك يتلخص هدف المعادلة في تعديل الفروق الناجمة عن اختلاف صعوبة الفقرات في النماذج، ويكون هذا النوع ضروريا عندما تكون هناك حاجة لتوافر صور متعددة من اختبار معين. أما في المعادلة العمودية تكون صور الاختبار مختلفة في مستوى صعوبتها ولكنها تقيس نفس النطاق من المحتوى أو المهارات، وتكون عينات الأفراد مختلفة في مستوى قدرتها، والهدف هنا تحويل درجات صيغ الاختبارات المصممة لمجتمعات الأفراد في مستويات تعليمية مختلفة إلى ميزان واحد، ومثل هذا النوع من المعادلة يفضل استخدامه عندما يراد إجراء بطاريات مختلفة من الاختبارات المصممة لأكثر من صف أو عندما تتم المقارنة بين الأفراد المختلفين في مستوياتهم التعليمية (Hambleton & Swaminathan, 1985).

شروط معادلة الاختبارات (Conditions for Equating)

يوجد بعض الشروط لإجراء عملية معادلة الاختبارات (Hambleton & Swaminathan, 1985, Ibid) وهي:

1. أن تقيس الاختبارات المراد معادلتها السمة نفسها.
2. اللاتباين في مجتمع الدراسة، أي أن تحويل الدرجات يجب أن يبقى كما هو بصرف النظر عن مجموعة المفحوصين التي تم اشتقاق نتائج الاختبار منهما.
3. العدالة أو المساواة، وهو أن يكون لكل مجموعة من المفحوصين (بنفس مستوى القدرة) التوزيع التكراري الشرطي لنتائجهم لأحد صورتي الاختبار X بعد التحويل هو نفس التوزيع التكراري الشرطي للاختبار Y قبل التحويل، أي أن

$F(Y\backslash\Theta) = F(x\backslash\Theta)$ ....(1).

4. تحويل الدرجات قابل للإنعكاس من صورة إلى أخرى، أي أن يتحقق شرط التماثل (Symmetry) وذلك بالحصول على نفس النتائج سواء تمت المعادلة من الصورة الأولى إلى الثانية أو العكس.
5. يجب أن تكون الاختبارات المعادلة على درجة واحدة من الثبات وتتمتع بثباتٍ عالٍ نسبياً.

وعلى هذا فإن الدراسة الحالية سوف تتحقق من الشروط الأساسية لمعادلة نماذج الاختبارات الناتجة عن طرق تصفية المموهات، قبل القيام بعملية معادلة الدرجات المختلفة للنماذج المختلفة للاختبار نفسه.

تصاميم جمع البيانات في معادلة الاختبارات

هنالك عدة تصاميم تستخدم لجمع البيانات اللازمة لمعادلة الاختبارات (Kolen & Brennan, 2004; Crocker & Algina, 1986) منها:

1. **تصميم المجموعة الواحدة (Single Group Design):** وهنا يتم تطبيق صورتي الاختبار المراد معادلتها على المجموعة نفسها من المفحوصين بحيث تعطى إحدى

الصورتين متبوعة بالأخرى في اليوم نفسه حتى لا تؤثر الخبرة كعامل دخيل في الأفراد وهذا التصميم يفترض أن عوامل مثل التعلم والتدريب لا تؤثر في درجات الصورة الثانية من الاختبار.

2. **تصميم المجموعات العشوائية (Random Groups Design)**: في هذا التصميم يتم تقسيم المفحوصين إلى مجموعتين متكافئتين بصورة عشوائية، ومن ثم تطبق إحدى صورتي الاختبار على المجموعة الأولى، وتطبق الصورة الأخرى على المجموعة الثانية، بنفس المدة الزمنية لإلغاء عوامل كالتعب والتعلم السابق والتدريب.إذ إنه في حال استخدام هذا التصميم فإن الاختلاف في مستوى المجموعات (Group-Level) على صور الاختبار يقودنا إلى الاختلاف في الصعوبة بين صور الاختبار. ولتقليل الفروق العشوائية في قدرات المفحوصين يجب تطبيق الاختبار على عينات كبيرة نسبياً.

وينطلق هذا التصميم من مسلمة أو افتراض مفاده أنه غالباً ما يصعب ترتيب وقت اختباري كافٍ لكل مفحوص، لكي يأخذ أكثر من صورة واحدة من صور الاختبار، لذلك تعطى الصورتان لمجموعتين عشوائيتين صورة واحدة لكل مجموعة.

3. **تصميم المجموعات العشوائية المتوازنة (-Counterbalanced Random Groups Design)**: هنا تطبق صورتي الاختبار على المجموعتين العشوائيتين بصورة عكسية، فالمجموعة الأولى تخضع للصورة الأولى من الاختبار، وبنفس الوقت تخضع المجموعة الثانية للصورة الأخرى وبعد ذلك يتم مباشرة عكس صورتي الاختبار على المجموعتين، وعلى هذه الشاكلة تكون قد ضبطت العوامل المختلفة كالتعلم السابق والتعب والتدريب على صور الاختبار قيد المعادلة.

4. **تصميم المجموعات المتكافئة ذات الاختبار المشترك (Common-Items Equivalent Group Design):** وهنا تطبق الصورة الأولى على المجموعة الأولى في حين تطبق الصورة الثانية على المجموعة الثانية، ثم يتم تطبيق اختبار مشترك (Common Items) على المجموعتين معاً، وبنفس الترتيب. ويمكن أن يكون الاختبار المشترك داخلياً أو خارجياً ويكون داخلياً عندما يتكون محتواه من مجموعة جزئية من كلا الاختبارين المراد معادلتهما وعلى هذا تدخل درجات الاختبار المشترك الداخلي في حساب درجات كل من صورتي الاختبار المراد معادلتهما، ويكون خارجياً عندما يكون الاختبار المشترك مستقلاً أي يعطى خارج الوقت الذي تعطى فيه كل من صورتي الاختبار المراد معادلتهما، وعلى هذا لا تدخل درجات الاختبار المشترك في حساب درجات كل من الصورتين المراد معادلتهما.

5. **تصميم المجموعات غير المتكافئة ذات الاختبار المشترك (Common-Items Nonequivalent Group Design):** يستخدم هذا التصميم في حالة المجتمعات غير المتكافئة، ويتم هنا جمع البيانات المتعلقة بمعادلة الاختبار بالطريقة نفسها التي تتم في تصميم المجموعات العشوائية ذات الاختبار المشترك، ولكن الفرق يكون في هذا التصميم مجموعات غير متكافئة.

ولتحقيق أغراض الدراسة الحالية سيتم استخدام تصميم المجموعات العشوائية.

طرق معادلة الاختبارات

أولا : معادلة الاختبارات باستخدام النظرية الكلاسيكية في القياس

هنالك طريقتين رئيستين وفق هذه النظرية (Crocker & Algina, 1986) وهما :

المعادلة الخطية (Linear Equating):

وتعرف المعادلة الخطية بأنها الطريقة التي يتم بها تحويل درجات صورتي الاختبار المراد معادلتهما رياضياً بحيث تتساوى الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية للفقرات في صورتي الاختبار لمجموعة معينة من المفحوصين، وذلك بجعل الدرجات المعيارية المناظرة لكل منها متساوية. وعلى هذا النحو يمكن تحويل الدرجات بصورة خطية من درجات خام إلى درجات معيارية زائية ومتساوية في كل من صورتي الاختبار من خلال إحدى المعادلات التالية :

$$Zx = Zy \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

أو

$$Y = S_y/S_x\,(X - \overline{X}) + \overline{Y} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(3)$$

$$X = S_x/S_y\,(Y - \overline{Y}) + \overline{X} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(4)$$

بحيث تدل الرموز في المعادلات على ما يلي :

Zx : الدرجة المعيارية الزائية للاختبار X.

Zy : الدرجة المعيارية الزائية للاختبار Y.

Sx : الانحراف المعياري للاختبار X.

Sy : الانحراف المعياري للاختبار Y.

Y : الدرجة المعادلة من الدرجة X.

X : الدرجة المعادلة من الدرجة Y.

وتختلف صيغة المعادلة الخطية باختلاف التصميم المراد استخدامه في الدراسة، والمعادلات رقم (3) و(4) تناسب تصميم المجموعات العشوائية.

ويعتبر أنسب استخدام لهذه الطريقة عندما لا تتساوى المتوسطات والانحرافات المعيارية لدرجات كل من صورتي الاختبار المراد معادلتهما.

المعادلة بواسطة الرتب المئينية (Equipercentile Equating) :

وهي معادلة الاختبارات التي تعتبر أن الدرجتين اللتين يحصل عليهما فرد في صورتي الاختبار X، Y متكافئتين إذا كانت كل منهما تقيس السمة نفسها بدرجات ثبات متساوية ورتب مئينية نفسها (Crocker & Algina, 1986).

وهذه الطريقة تتطلب حجم عينة أكبر من حجم العينة في طريقة المعادلة الخطية وتعتبر أعقد منها خاصة في تصميم المجموعات غير المتكافئة والفقرات المشتركة. وتتطلب عملية المعادلة المئينية تحديد الدرجات الخام لصورتي الاختبار التي لها نفس الرتبة المئينية. ويمكن توضيح خطوات المعادلة المئينية بالخطوات التالية :

1- وضع الدرجات الخام لصورتي الاختبار المراد معادلتهما بشكل منظم من خلال جدول تكراري تراكمي.

2- تحديد الرتب المئينية لتوزيع الدرجات الخام على كلا الاختبارين.

3- التمثيل البياني للرتب المئينية مقابل الدرجات الخام لكل من صورتي الاختبار على نفس المستوى الديكارتي.

4- إيجاد الدرجتين على الاختبارين المناظرتين للرتبة المئينية نفسها، حيث تعد هاتين الدرجتين متكافئتين (Crocker & Algina, 1986).

ثانيا: معادلة الاختبارات باستخدام النظرية الحديثة للقياس

لقد تم الاستفادة من النظرية الحديثة في القياس في مجال معادلة الاختبارات لما تمتلكه من ميزات، وذلك من خلال قدرتها على وضع عدة اختبارات، وعدة مجموعات من المفحوصين على

تدريج مشترك في عملية القياس، وإمكانية استخدامها في المعادلة الافقية والعمودية للاختبار (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991).

وتقوم هذه النظرية على الافتراضات التالية (Allen & Yen, 1979) :

1. **أحادية البعد:** تفترض تفسير أداء الفرد على الاختبار بسبب وجود سمة واحدة أو قدرة كامنة واحدة.
2. **الاستقلال الموضعي:** تفترض أن الأداء على فقرتين لمفحوصين من نفس القدرة يكون مستقلاً إحصائياً، أي لا تتأثر إجابة المفحوص إيجاباً أو سلباً بإجابة المفحوص الآخر على فقرات أخرى في الاختبار.
3. **التحرر من سرعة الأداء:** أي أن الاختبارات التي تطابقها هذه النماذج لا تطبق تحت شروط السرعة في الأداء على الاختبار.
4. **منحنى خصائص الفقرة:** وهو عبارة عن دالة رياضية ترتبط باحتمال الإجابة على الفقرة إجابة صحيحة وقدرة المفحوص التي يتم قياسها بعلاقة وتيرية متزايدة غير خطية بحيث يزداد احتمال توصل الفرد إلى الإجابة الصحيحة على فقرة الاختبار بإزدياد مقدار السمة لديه، ومن هذا المنطلق أطلق على النظرية الحديثة في القياس بالنظرية القوية مقابل الكلاسيكية التي أطلق عليها النظرية الضعيفة لأنها تستند إلى عدد قليل من الافتراضات ولا تتأثر كثيرا بمخالفة هذه الافتراضات.

ونتيجة للإستخدام الواسع للنظرية الحديثة في القياس، فقد ظهرت أشكال مختلفة لمنحنيات خصائص الفقرة وظهور نماذج مختلفة منها. ومن أبرزها النماذج الملائمة للفقرات ثنائية التدريج التي تعطي العلامة (1) عند إجابة المفحوص إجابة صحيحة، والعلامة (صفر) للإجابة الخاطئة. وأشهر هذه النماذج(Baker, 2001):

1. **النموذج اللوجستي أحادي المعلم (نموذج راش)**

من أكثر النماذج شهرة واستخداماً ويفترض أن جميع الفقرات تمييزها ثابت لجميع الأفراد، ولكنها تتباين فقط في معامل الصعوبة، ومعامل التخمين يساوي صفراً.

$$(5).........P(\Theta) = \frac{1}{1+e^{-1(\Theta-b)}}$$

حيث Θ: تمثل قدرة الفرد، وتمثل b: معلمة الصعوبة للفقرة.

2. **النموذج اللوجستي ثنائي المعلم (نموذج بيرنيوم)**

ويفترض هذا النموذج أن جميع الفقرات تختلف في معاملات الصعوبة والتمييز فقط كما يفترض غياب التخمين.

$$(6).........P(\Theta) = \frac{1}{1+e^{-a(\Theta-b)}}$$

حيث a: تمثل معلمة التمييز للفقرة.

3. **النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم (نموذج لورد)**

ويفترض هذا النموذج بأن جميع الفقرات تختلف في معاملات الصعوبة والتمييز والتخمين.

$$(7).........P(\Theta) = c + (1-c)\frac{1}{1+e^{-a(\Theta-b)}}$$

حيث c: تمثل معلمة التخمين.

وتجدر الإشارة هنا إلى أنه يمكن ضرب عامل التدريج (D) والذي يساوي 1.7 بالمقدار $-a(\Theta-b)$ إلى كل معادلة من معادلات النماذج اللوجستية سابقة الذكر حتى تصبح قيم P(Θ) للنماذج اللوجستية متطابقة تقريباً مع قيمها الناتجة من النماذج الطبيعية التراكمية (Normal Ogive Model).

وسيتم استخدام النموذج أحادي المعلم في هذه الدراسة لمتطلبات المعادلة وفق هذا النموذج.

وتتم عملية الملاءمة بين النماذج ومجموعة من البيانات من خلال مطابقة البيانات للنموذج. وبعد أن تتم عملية ملاءمة البيانات لنموذج يتم تقدير معالم نموذج نظرية الاستجابة للفقرة والتي تحدد خصائص هذا النموذج والتي تمثل معالم الفقرة ومعلمة القدرة، وهنالك عدة طرق لتقدير معلمة القدرة ومعالم الفقرة منها (Hambelton & Swaminthan, 1985):

1- طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (Marginal Maximum Likelihood).

2- طريقة الأرجحية العظمى المشتركة (Joint Maximum Likelihood).

3- طريقة الأرجحية العظمى الشرطية (Conditional Maximum Likelihood).

تستخدم هذه الطرق في تقدير معالم الفقرات والأفراد وذلك من خلال إيجاد القيمة العظمى لدالة الأرجحية القصوى ويتطلب ذلك استخدام التفاضل وطرق التحليل العددي في تقريب حل النظام الناتج من المعادلات غير الخطية الناتجة عن مساواة المشتقة بالصفر.

وبعد تقدير معالم الفقرة واختيار النموذج المناسب ينبغي التحقق من مدى دقة تقدير قدرة الأفراد، فعندما يتم تقدير الأرجحية العظمى للقدرة فإن دقة تقدير القدرة يمكن التعبير عنها بدالة المعلومات (Information Function) أو منحنى المعلومات (Information Curve) الذي يمثلها بيانياً. ويعتبر مفهوم دالة المعلومات من المفاهيم الأساسية في نظرية الاستجابة للفقرة (علام، 2005).

وتعطى دالة المعلومات للفقرة بالمعادلة الرياضية التالية (Hambelton & Swaminthan, 1985):

$$(8)\text{.........}I(\boldsymbol{\theta}) = \frac{P'i\,(\boldsymbol{\theta})^2}{Pi(\boldsymbol{\theta})\;Qi\,(\boldsymbol{\theta})}$$

حيث $Qi(\Theta) = 1- Pi(\Theta)$

$P'i\,(\boldsymbol{\theta})$: المشتقة الأولى للدالة $Pi(\boldsymbol{\theta})$.

أما دالة المعلومات للاختبار فهي عبارة عن مجموع ما تقدمه الفقرات من معلومات، يمكن التعبير عنها بالمعادلة الرياضية التالية(Hambelton & Swaminthan, 1985, Ibid) :

$$(9)..........\sum_{i=1}^{n} I(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^{n} \frac{P'i\,(\boldsymbol{\theta})^2}{Pi(\boldsymbol{\theta})\,Qi\,(\boldsymbol{\theta})}$$

وكذلك فإن مصطلح دالة المعلومات يتعلق بدقة القياس وبحجم المعلومات التي تعطيها الفقرة، حيث أن دالة معلومات الاختبار تتغير على متصل القدرة، وتبعاً لهذا التغير سيتغير الخطأ المعياري في التقدير $S_{E.E}(\Theta)$، والقيمة العظمى لدالة معلومات الاختبار سوف تقابل أقل قيمة للخطأ المعياري في التقدير؛ لأن الخطأ المعياري في التقدير يتناسب عكسيا مع الجذر التربيعي لدالة معلومات الاختبار على النحو التالي:

$$(10).........I(\Theta) = \frac{1}{S_{E\cdot E}(\Theta)^2}$$

وتستخدم الكفاءة النسبية (Relative Efficiency) لمقارنة دوال معلومات الاختبار، ولمقارنة فعالية اختبارين في قياسهما عند نقاط مختلفة على متصل القدرة، ويمكن إجراء هذه المقارنة بين دوال المعلومات بحساب الكفاءة النسبية لأحد الاختبارات مقارنة بالآخر.

ويعبر عن ذلك بالمعادلة الرياضية الآتية:

$$(11).........RE(\Theta) = \frac{I_A(\Theta)}{I_B(\Theta)}$$

حيث $RE(\Theta)$: الكفاءة النسبية

$I_A(\Theta)$: دالة المعلومات للاختبار (A).

$I_B(\Theta)$: دالة المعلومات للاختبار (B).

ونظرا للانتشار الواسع لاستخدام اختبارات الاختيار من متعدد وخاصة في المجالين التربوي والنفسي، كان لابد من استخدام نظرية الاستجابة للفقرة في تطوير الاختبارات من هذا النوع، لما تمتاز به من ميزات تميزها عن النظرية الكلاسيكية في القياس ومعالجتها لجوانب القصور في النظرية الكلاسيكية، وبالأخص فيما يتعلق بتحرر معالم الفقرة عن عينة المفحوصين وتحرر قدرات الافراد عن عينة الفقرات، ومن هذا المنطلق استخدمت نظرية الاستجابة للفقرة لدراسة المتغيرات التي تؤثر على خصائص الفقرات مثل الصعوبة والتمييز والتخمين ومعالم الأفراد وكذلك كان لها دور رئيسي في مجال معادلة الاختبارات (IRT Equating) بما لها من إمكانية في وضع عدة اختبارات وعدة مجموعات من المفحوصين على تدريج مشترك (Common Scale).

وتعرف صعوبة الفقرة وفق نظرية الاستجابة للفقرة بأنها النقطة التي تقع على متصل القدرة عندما يكون ميل منحنى خصائص الفقرة عندها أكبر ما يمكن، ويعرف التمييز وفق هذه النظرية إلى أنه ميل منحنى خصائص الفقرة عند نقطة انعطاف المنحنى (نقطة معلمة الصعوبة)، وتعرف معالم الأفراد بقدراتهم المقدرة (Allen & Yen, 1979).

إجراءات المعادلة باستخدام النموذج أحادي المعلم (راش) :

في النظرية الحديثة في القياس يعبر عن العلامة الحقيقية بأنها مجموع احتمالات الإجابة الصحيحة لجميع فقرات الاختبار عند مستوى قدرة معين. وفق المعادلة التالية:

$$(12)\ldots\ldots\ldots T = \sum_{i=1}^{n} P_i(\Theta)$$

يعني ذلك أنه لأي قيمة Θ، يتم حساب العلامة الحقيقية بحساب $P_i(\Theta)$ لكل فقرات الاختبار، وهي تشير إلى احتمال الاستجابة الصحيحة لفرد قدرته Θ على جميع الفقرات، ومن هنا في حال كانت صورتا الاختبار المراد معادلتهما تقيسان نفس السمة وكانت معالم الفقرات لكلا

الصورتين تم وضعها على نفس التدريج المشترك، فإن العلامة الحقيقية للطالب هي T_x في الصورة الاولى X وتكون T_y في الصورة الثانية Y وتكونان مرتبطتان بدرجات القدرة باستخدام المعادلات التالية:

$$(13)\ldots\ldots\ldots T_x = \sum_{i=1}^{n} P_i(\Theta)$$

$$(14)\ldots\ldots\ldots T_y = \sum_{j=1}^{n} P_j(\Theta)$$

وعلى هذا فإن تقدير القدرة للفرد في صورتي الاختبار متكافئتان، أي أن العلامات الحقيقية متكافئتين للفرد، في حال كانت صعوبة الفقرات في صورتي الاختبار متطابقتين.

ويوصلنا هذا أن البيانات المستخدمة إذا حققت افتراضات نموذج معين فإنه يمكن الحصول على تقديرات لعلامته الحقيقية على إحدى صورتي الاختبار، بحيث تناظر تقديرات العلامة الحقيقية له على الصورة الأخرى، وتكون هذه التقديرات مستقلة عن مجموعة الفقرات الاختبارية التي يستجيب لها كلا منهم ما دامت هذه التقديرات قد وضعت على تدريج مشترك(Crocker & Algina, 1986).

هنالك عدة خطوات ضرورية لمعادلة الاختبارات بواسطة النظرية الحديثة في القياس (Hamblton & Swaminathan ,1985) وهي:

1. اختيار التصميم المناسب لجمع البيانات لمعادلة الاختبار (التي تم الحديث عنها سابقا) مع الأخذ بعين الاعتبار خصائص مجموعة المفحوصين وطبيعة الاختبارات المراد معادلتها.
2. اختيار النموذج المناسب الذي يطابق التصميم المناسب.
3. بناء التدريج المشترك الذي يربط العلاقة بين السمة المراد قياسها ومعلم الفقرة : وذلك بتحديد وحدة القياس ونقطة الأصل للقدرة والصعوبة لنموذج المستخدم، ويتم تحديد نقطة

الأصل ووحدة قياس القدرة تبعاً لقدرة مجموعة الأفراد المفحوصين التي استخدمت في تعيير الفقرات، وعادةً نجعل متوسط تقديرات القدرة مساوياً لصفر، والانحراف المعياري لهذه التقديرات مساوياً الواحد صحيح، وعلى هذا توضع تقديرات المعالم على تدريج يحدده توزيع القدرة لدى الأفراد المفحوصين.

وتتم عملية تعين نقطة الأصل لمقياس القدرة والصعوبة بناءً على قدرات المفحوصين الذين تم اعتمادهم في عملية معايرة الفقرات باستخدام برامج حاسوبية تستخدم طريقة الأرجحية العظمى، للحصول على تقديرات متزامنة لمعلمة كل من االصعوبة والقدرة.

4. معادلة درجات الاختبار: بعد أن يتم وضع تقديرات معالم صورتي الاختبار على تدريج مشترك فإن تقدير القدرة الذي سيتم الحصول عليه لفرد سيكون ثابتاً ضمن أخطاء القياس، بغض النظر عن فقرات الاختبار الذي أجاب عنه الفرد. وبذلك تكون عملية المعادلة منتهية في حال تم تقدير معالم الفقرات ووضعها على تدريج مشترك لكل من صورتي الاختبار، وتم كذلك تقدير السمة المراد قياسها للمفحوصين لكل من صورتي الاختبار، بحيث تكون هي نفسها في أي من صورتي الاختبار.

وتؤكد العديد من الدراسات التي أجريت على معادلة الاختبار بواسطة النظرية الحديثة في القياس تفوقها على الطرق التي استخدمت بواسطة النظرية الكلاسيكية في معادلة الاختبار، مثل كيم وهانسون (kim & hanson, 2002) والتي أشارت نتائجها إلى فاعلية طريقة منحنى خصائص الفقرة في معادلة نماذج الاختبارات المختلفة، ودراسة الشريفيين (2003) حول مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة اختبارين أحدهما ثنائي التدريج والآخر متعدد التدريج وفق نماذج النظرية الكلاسيكية والحديثة في القياس، حيث أظهرت النتائج أن نموذج راش كان لديه تفوق على

طريقتي النظرية الكلاسيكية. وكذلك الدراسة التي قامت بها الحواري (2008) من خلال دراستها للخصائص السيكومترية لاختبار الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب ومعادلة درجات الصور المختلفة من الاختبار، وقد جاءت النتائج لتدعم أفضلية نماذج الاستجابة للفقرة في معادلة الصور المختلفة من الاختبار، حيث أظهرت أن المعادلة وفق نموذج راش هي الأفضل والأكثر فاعلية في معادلة درجات المفحوصين من طريقتي النظرية الكلاسيكية في القياس.

خطأ المعادلة (Equating Error)

يوجد نوعان من الخطأ يؤثران على عملية معادلة الاختبارات (kolen & Brennan, 2004; Hamblton & Swaminathan ,1985)، وهما:

1- الخطأ العشوائي (Random Error): يوجد هذا الخطأ عندما يتم استخدام عينات من مجتمع الدراسة لتقدير معلم أو أكثر، ولتخفيض أثر هذا النوع من الخطأ ينصح باستخدام عينات كبيرة من المفحوصيين، وباختيار التصميم المناسب لعملية المعادلة.

2- الخطأ المنتظم (Systematic Error): يتم هذا الخطأ عندما لا يلتزم الباحث بالافتراضات والشروط لإجراء المعادلة. فمثلا، إذا كانت مجموعتا المفحوصين في تصميم المجموعات العشوائية غير متكافئتين في مستوى السمة، وفي مستوى صعوبة الفقرات، فإن مقدار الخطأ المنتظم يزداد، وكذلك بالنسبة لتصميم المجموعة الواحدة إذا لم يتم ضبط الآثار الناجمة عن عوامل التعب والخبرة، فإن دقة المعادلة ستتأثر، أما في تصميم المجموعات ذات الاختبار المشترك إذا كانت الفقرات المشتركة لا تمثل المحتوى بشكل جيد، وكانت خصائصها الإحصائية مختلفة بين المجموعتين فإن الخطأ المنتظم يزداد.

المعايير المستخدمة للحكم على دقة وفاعلية الطرق المستخدمة لمعادلة الاختبارات:

1- محك الخطأ المعياري للمعادلة (Standard Error of Equating)

ويمثل الانحراف المعياري للعلامات المعادلة من إحدى صورتي الاختبار للأخرى من تحويل مبني على عينات اختيرت بشكل مستقل، ويمكن الحصول على قيمة الخطأ المعياري عند كل علامة معادلة، وبالتالي فإن الخطأ المعياري للمعادلة يختلف باختلاف قيمة العلامة المعادلة. ويستخدم الخطأ المعياري للمعادلة كوسيلة للحكم على دقة المعادلة وفاعليتها، ويستعمل أيضا في تقدير حجم العينة المطلوب، ليحقق مستوى معين من دقة المعادلة، كما ويستعمل للمقارنة بين طرق المعادلة وتصاميمها (kolen & Brennan, 2004). ويتم تقدير قيمة الخطأ المعياري للمعادلة من خلال المعادلة الآتية (kolen & Brennan, 2004):

$$(15)..........\hat{s}e[\hat{e}_Y(x_i)] = \sqrt{\frac{1}{R-1}\sum_{r=1}^{R}[\,\hat{e}_{Y.r}(x_i) - \hat{e}_{Y.}(x_i)]^2}$$

حيث R: عدد العينات العشوائية المختارة من الصورة Y.

$\hat{e}_{Y.r}(x_i)$: العلامة المعادلة على العينة r من الصورة Y للعلامة الخام x_i.

$\hat{e}_{Y.}(x_i)$: المتوسط الحسابي للعلامات المعادلة على جميع العينات من الصورة Y للعلامة الخام x_i ويتم إيجاده من خلال المعادلة الآتية:

$$(16)..........\hat{e}_{Y.}(x_i) = \frac{\sum_{r=1}^{R}\hat{e}_{Y.r}(x_i)}{R}$$

2- محك الصدق التقاطعي (Cross-Validation)

وهو متوسط مربعات الانحرافات للعلامات المتعادلة عندما يطبق على عينات عشوائية مستقلة، ويكشف عن مدى استقرار العلامات المتعادلة في عينتين عشوائيتين مستقلتين عن بعضهما البعض (Peterson, et al., 1989).

ويحسب معامل الصدق التقاطعي باستخراج متوسط مربعات انحراف العلامات المتعادلة من العينة الأولى والعينة الثانية من خلال المعادلة التالية:

$$(17)\ldots\ldots\ldots C = \sum_i \frac{(Yi - Y'i)2}{NK}$$

حيث Yi: العلامات المعادلة في العينة الأولى.

$Y'i$: العلامات المعادلة في العينة الثانية.

N: عدد العلامات الملاحظة في توزيع الصدق التقاطعي.

K: عدد الفقرات في الاختبار المتعادل.

مشكلة الدراسة وأسئلتها

يشير كروكر وألجينا (Crocker & Algina, 1986) إلى ضرورة معادلة الدرجات المختلفة للنماذج المختلفة للاختبار نفسه للتخلص من الأخطاء التي يقع فيها المحللين لنتائج الدرجات عند تفسيرها، كما يشير سون (Suen, 1990) أنه عندما يكون لدينا أكثر من صورة واحدة من الاختبار نفسه تكون معادلة صور الاختبار قضية مهمة للحصول على التفسير المناسب والصحيح لدرجات الاختبار.

ولما كانت الطريقة المستخدمة في تصفية المموهات تؤثر على خصائص الفقرات (الصعوبة والتمييز) في اختبار الاختيار من متعدد وبالتالي التأثير على علامات الأفراد في الاختبار كما أكدت عليه بعض الدراسات، كان من الضروري تعديل الفروق الناجمة عن اختلاف خصائص الفقرات وعلامات الأفراد في نماذج اختبار الاختيار من متعدد التي يتم تكوينها بالطرق المختلفة لتصفية المموهات، ومعرفة أثر طرق تصفية المموهات على فاعلية ودقة معادلة العلامات للنماذج المختلفة في طريقة تصفية مموهاتها، وعلى هذا الأساس جاءت مشكلة الدراسة تبحث في أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة نماذج اختبار الاختيار من متعدد التي تختلف في طريقة تصفية مموهاتها.

و بالتحديد فإن هذه الدراسة سعت للإجابة عن الأسئلة التالية:

1. **ما هي المواصفات الإحصائية المتحققة لنماذج الاختبار المختلفة في طريقة تصفية مموهاتها حسب النظرية الكلاسيكية في القياس؟** ويتضمن هذا:

- تحليل الفقرات وفق النظرية الكلاسيكية للقياس وإيجاد الخصائص السيكومترية للنماذج المختلفة من الإختبار.
- مقارنة المتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين والمتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة ومعاملات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي.

2. **كيف تؤثر طريقة تصفية المموهات على معادلة النماذج المختلفة للاختبار المكونة بطرق تصفية المموهات؟** ويتضمن هذا :

- مقارنة علامات المفحوصين من خلال المعادلة الخطية.
- مقارنة علامات المفحوصين من خلال الرتبة المئينية.
- مطابقة الفقرات والأفراد لنموذج راش أحادي المعلم.
- التحقق من افتراض أحادية البعد للنماذج المختلفة من الاختبار قبل إجراء المعادلة.
- مقارنة علامات المفحوصين من خلال تقديرات القدرة للأفراد باستخدام نموذج راش.
- المقارنة بين نماذج تصفية المموهات من خلال قيم الخطأ المعياري والصدق التقاطعي للحكم على دقة وفاعلية المعادلة للنماذج التي تم معادلتها وفق كل طريقة من طرق المعادلة المستخدمة في الدراسة.

أهمية الدراسة

تعتبر كتابة فقرات الاختبار من نوع الاختيار من متعدد ببدائل جذابة ومتجانسة مهمة ليست سهلة على كثير من المدرسين، وهذه المهمة تصبح أسهل كلما قل عدد بدائل الفقرات التي يعدونها.

كما قد يختلف مصممي الاختبارات من نوع الاختيار من متعدد في عدد البدائل التي يضعونها لفقرات هذه الاختبارات، وقد يختلفون في الطريقة المستخدمة في تصفية المموهات، ونظراً لإمكانية اختلاف الخصائص السيكومترية للفقرات والاختبار بحسب اختلاف الطريقة المستخدمة في تصفية المموهات، الأمر الذي يؤدي إلى اختلاف علامات المفحوصين على صور الاختبار المكونة من طرق التصفية، فقد تظهر أهمية هذه الدراسة من خلال معرفة أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة علامات الاختبار، وفقاً للنظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للفقرة، كما تظهر أهمية الدراسة في تقديمها الدليل العلمي على تأثير طريقة تصفية المموهات في فقرات الاختيار من متعدد على معادلة علامات الاختبار، وعدم الاكتفاء بالنصائح المبنية على المظهر أو التوصيات التي تخلو من المراجع الداعمة والأبحاث، خصوصاً في ظل تزايد الحديث عن النماذج المختلفة للاختبارات في الاختبارات الدولية والاختبارات واسعة النطاق وكذلك في الاختبارات الصفية والاختبارات التي تُعد في المؤسسات التعليمية المختلفة، وقد تكون إحدى طرق تكوين هذه النماذج قد تمت بطرق مختلفة لتصفية المموهات، ودائما الادعاء وارد بين المفحوصين المطبق عليهم نماذج الاختبار المختلفة، بأنه وقع ظلم علينا لأن النموذج المطبق علينا أصعب من النماذج الأخرى، وبالتالي فقد يُسهم البحث الحالي في تقديمه تأكيد علمي على ضرورة معادلة العلامات على نماذج الاختبار المختلفة بطريقة تصفية مموهاتها، حتى تتحقق العدالة بين المفحوصين. كما يمكن أن يسهم البحث الحالي في تقديم أداة اختبار جيدة لمعلمي الرياضيات.

تعريف المصطلحات

اختبار الاختيار من متعدد: هو اختبار مؤلف من فقرات كل فقرة مكونة من متن وله عدة بدائل، وتكون الاستجابة لكل منها ثنائية تأخذ قيمتين: واحد للإجابة الصحيحة، وصفر للإجابة الخاطئة.

التصفية العشوائية للمموهات (Random Filtering): هو حذف المموه عشوائيا مع إرجاعه عند إعادة الحذف مرة ثانية.

التصفية بالتحكيم للمموهات (Judicial Filtering): هو حذف المموه غير الفعال الذي له أعلى نسبة إجماع بين المحكمين.

التصفية التجريبية للمموهات (Experimental Filtering): هو حذف المموه الأقل تمييزاً بين المفحوصين والذي يمثل نسبة الطلبة الذين أجابوا على الفقرة من الفئة العليا مطروحاً منه نسبة الطلبة الذين أجابو على الفقرة من الفئة الدنيا، أو يمثل معامل ارتباط بايسيريل (biserial).

التصفية المنطقية للمموهات (logical Filtering): وهو حذف المموه الذي اختاره أقل عدد من الطلبة.

معادلة الاختبار (Test Equating): تحويل نظام وحدات القياس الخاص بإحدى الصورتين إلى نظام وحدات القياس الخاص بالصورة الأخرى، بحيث تصبح القياسات المستمدة من درجات كل من الصورتين متكافئة بعد إجراء هذا التحويل.

المعادلة الأفقية (Horizontal Equating): يتم من خلالها معادلة درجات صور مختلفة للاختبار متماثلة في المحتوى ومتقاربة في مستوى صعوبة فقراتها وتقيس السمة نفسها في المجتمع.

المعادلة الخطية (Linear Equating): تحويل درجات إحدى صورتي الاختبار إلى تدريج درجات الصورة الأخرى، وذلك بجعل الدرجات المعيارية المناظرة لكل منها متساوية.

المعادلة المئينية (Equipercentile Equating): تعتبر درجات المفحوصين متعادلة إذا تساوت رتبها المئينية بالنسبة لمجموعة معينة من الأفراد.

محددات الدراسة

عند تعميم نتائج هذه الدراسة، يجب الأخذ بعين الاعتبار المحددات التالية:

1- اقتصرت الدراسة على طريقتين من طرق المعادلة القائمة على النظرية الكلاسيكية وهما طريقة المعادلة الخطية وطريقة المعادلة المئينية، وعلى طريقة واحدة من طرق المعادلة القائمة على النظرية الحديثة في القياس وهي طريقة المعادلة باستخدام النموذج أحادي المعلم (راش)، بسبب وجود طرق أخرى للمعادلة من كل نظرية غير الطرق المستخدمة في الدراسة.

2- اقتصرت الدراسة على الاستعانة ببيانات (50) فرد من أفراد العينة الاستطلاعية، لتحليلها في برنامج (Iteman) لإستخراج خصائص المموهات، والتي استخدمت في بناء نموذج التصفية التجريبية للمموهات، ونموذج التصفية المنطقية للمموهات، لأسباب فنية واقتصادية، والافتراض هنا أن البيانات المختارة تمثل شريحة ممثلة للعينة الاستطلاعية لإيجاد خصائص المموهات.

3- اقتصرت الدراسة على معياريين من معايير الفاعلية وهما معيار الخطأ المعياري للمعادلة ومعيار الصدق التقاطعي.

4- اقتصرت عينة الدراسة على طلبة الصف السابع الأساسي في مديرية التربية والتعليم للواء قصبة إربد.

الفصل الثاني
الدراسات السابقة

معظم الباحثين الذين اهتموا بدراسة متغير تصفية المموهات قاموا بدراسة أثره على خصائص الاختبار وفقراته، وقد غاب عن أنظارهم أن الصور المختلفة للاختبار المكونة من طرق التصفية قد لا تكون عادلة في قياسها بسبب الاختلاف في خصائص الاختبار وفقراته، الأمر الذي يؤثر في درجات الأفراد، وخاصة أنها تعد ضمن صور مختلفة للاختبار نفسه. ولم تقع عين الباحث على أي دراسة سابقة تناولت معادلة نماذج الاختبارات التي يتم تكوينها من طرق تصفية المموهات أو دراسة أثر طرق تصفية المموهات على عملية المعادلة للصور المختلفة المكونة من تصفية المموهات، فكانت هنالك مجموعة من الدراسات بحثت في أثر طريقة تصفية المموهات على الخصائص السيكومترية للاختبار ومجموعة أخرى من الدراسات تناولت موضوع معادلة الاختبارات في النظريتين الكلاسيكية والحديثة للقياس والمقارنة بينها، وبعضها قام بدراسة أثر بعض المتغيرات على دقة المعادلة، ولم تقع عين الباحث على أي دراسة جمعت بين متغير تصفية المموهات ومعادلة الاختبار، ولهذا سيتم عرض الدراسات السابقة في مجموعتين وهما:

1- الدراسات التي تناولت أثر طريقة تصفية المموهات على الخصائص السيكومترية للاختبار وفقراته.

2- الدراسات التي تناولت موضوع معادلة الاختبار وفق النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس.

أولا: الدراسات التي تناولت أثر طريقة تصفية المموهات على الخصائص السيكومترية للاختبار وفقراته.

أُجريَّ عدد من الدراسات التي بحثت بشكل مباشر بأثر طرق تصفية المموهات على الخصائص السيكومترية للاختبار وفقراته، ومن خلال مراجعة الأدبيات المتعلقة بموضوع طرق تصفية المموهات بشكل مباشر فقد أمكن حصر أربع دراسات حول هذا الموضوع سيتم عرضها مرتبة حسب التسلسل الزمني.

في الدراسة التي قام بها كل من سيزيك واودي (Cizek & O'day, 1994) والتي تكونت من دراستين: حيث هدفت الدراسة الأولى إلى معرفة دقة التحكيم في تحديد البدائل غير الفعالة (Nonfunctioning) في فقرات اختبار الاختيار من متعدد ذات الخمسة بدائل مقارنة بالبيانات المتوفرة من تحليل الفقرات (نسبة المفحوصين الذين اختاروا البديل). ولتحقيق ذلك الهدف تم بناء مجمع للفقرات (Item Pool) من (800) فقرة في الطب الاختصاصي، وتم اختيار (32) فقرة ذات خمسة بدائل بناءً على بيانات توفرت من المحكمين. وتم عرض الاختبار على لجنة محكمين مكونة من (12) خبيراً في مجلس الامتحانات الطبي، وذلك لتحديد البديل غير الفعال في بدائل كل فقرة. وبعد الاتفاق على أن البديل غير الفعال هو "البديل الذي من المحتمل ألا يختاره المفحوصين " طلب من أعضاء اللجنة أن يناقشوا كل فقرة مرة أخرى، بدون الاعتماد على بيانات تحليل الفقرات وأن يقرروا بالإجماع عن عدم فعالية كل بديل على حدا لكل فقرة من الفقرات الـ (32)، وبعد تطبيق هذا الاختبار على (700) مفحوص، أظهرت النتائج وجود اتفاق بين طريقة التحكيم وطريقة التجريب لتحديد البديل غير الفعال في (24) فقرة من أصل (32) فقرة، أي في حوالي 75 % من فقرات الاختبار.

أما الدراسة الثانية فقد هدفت للمقارنة بين طريقة التجريب وطريقة التحكيم في حذف المموهات. ولتحقيق هدف الدراسة تم اختيار نفس الاختبار السابق (32) فقرة، وتم تطبيق الاختبار على (726) مفحوص بعد تقليص عدد البدائل إلى أربعة بدائل حيث تم تقليص عدد البدائل في أول (16) فقرة لأربعة بدائل باستخدام طريقة التجريب (حذف المموه الذي اختاره أقل من 5 % من المفحوصين) أما الـ (16) فقرة الباقية فقد تم تقليص عدد البدائل إلى أربعة باستخدام طريقة التحكيم (حذف المموه غير الفعال الذي له أعلى نسبة إجماع بين المحكمين). حيث أشارت النتائج إلى أنه لا يوجد فروق ذات دلالة في متوسطات معاملات الصعوبة أو متوسطات معاملات التمييز للفقرات يمكن أن يُعزى لطريقة الحذف، أما فيما يتعلق بالثبات فقد أشارت النتائج إلى أنه لا توجد فروق دالة إحصائياً بين معاملات الثبات تُعزى لطريقة الحذف.

كما قام أبو جراد (1997) بدراسة هدفت لمعرفة أثر الحذف التجريبي والعشوائي في فقرات اختبار التحصيل من نوع الاختيار من متعدد على الخصائص السيكومترية. ولتحقيق أهداف الدراسة تم بناء اختبار تحصيلي لطلبة الصف العاشر في ثلاثة وحدات دراسية من مادة الرياضيات، وتكون الاختبار من (45) فقرة اختيار من متعدد لكل فقرة ستة بدائل، وتم تكوين ستة نماذج بطريقة الحذف العشوائي والتجريبي للمموهات. بواقع ثلاثة نماذج لكل طريقة حذف على النحو التالي: النموذج الأول لفقراته خمسة بدائل، الثاني لفقراته أربعة بدائل، الثالث لفقراته ثلاثة بدائل. وتم تطبيق النماذج الستة على عينة مكونة من (467) طالباً وطالبة من طلبة الصف العاشر، بواقع (215) طالباً وطالبة لطريقة الحذف العشوائي، و (252) طالباً وطالبة لطريقة الحذف التجريبي. حيث أشارت النتائج إلى أن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية عند ($\alpha = 0.05$) في معاملات الصعوبة بين النموذجين اللذين لفقرات كل منهما أربعة بدائل لصالح النموذج المكون بطريقة الحذف العشوائي. بينما لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية بين النماذج

التي لفقرات كل منها ثلاثة بدائل أو خمسة بدائل تُعزى لطريقة الحذف، وأظهرت النتائج الخاصة بمعاملات التمييز عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين كل نموذجين لهما نفس عدد البدائل تُعزى لطريقة الحذف. أما فيما يتعلق بأثر طريقة الحذف التجريبي والعشوائي للمموهات في فقرات اختبار التحصيل من نوع الاختيار من متعدد على خصائصه السيكومترية فقد أشارت النتائج المتعلقة بالثبات إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين النموذجين اللذين لفقرات كل منهما خمسة بدائل لصالح النموذج المكون بطريقة الحذف العشوائي، ولا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين جميع معاملات الصدق تُعزى لطريقة الحذف. وأوصت الدراسة باستخدام الطريقة العشوائية في حذف المموهات.

وأجرى ظاظا (2000) دراسة بعنوان المقارنة بين أثر أربع طرق لحذف المموهات في فقرات اختبار الاختيار من متعدد على الخصائص السيكومترية للاختبار وفقراته، ولتحقيق أهداف الدراسة تم استخدام اختبار الاستدلال الحسابي الصورة (ج) المستوى الأول من بطارية القدرات الفارقة والمؤلف من (40) فقرة من نوع الاختيار من متعدد. وطبق على عينة استطلاعية مكونة من (140) طالباً وطالبة، وتم حساب قيم معاملات الصعوبة والتمييز وفاعلية المموهات، وتم تكوين ثمانية نماذج من الاختبار الأصلي لتكون على النحو التالي:

نموذجين بطريقة الحذف التجريبي، نموذجين بطريقة الحذف العشوائي للمموهات، ونموذجين بطريقة الحذف التتابعي للمموهات، وآخر نموذجين بطريقة الحذف بالتحكيم.

وطبقت النماذج الثمانية على عينة مؤلفة من (436) من طلبة الصف العاشر، وبعد تحليل البيانات أشارت نتائج الدراسة إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في معاملات الصعوبة عند مستوى ($\alpha = 0.05$) بين النماذج الأربعة المكونة وفق طرق الحذف والتي عدد بدائل فقراتها أربعة بدائل، ولم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية بين النماذج الأربعة المكونة وفق

طرق الحذف والتي عدد بدائل فقراتها ثلاثة بدائل تُعزى لطريقة الحذف. كما أشارت النتائج إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في معاملات التمييز بين النماذج الأربعة التي لفقرات كل منها أربعة بدائل تُعزى لطريقة الحذف، بينما أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين النموذج المكون وفق الطريقة التجريبية والنموذج المكون وفق طريقة الحذف بالتحكيم والذي لفقرات كل منها ثلاثة بدائل تُعزى لطريقة الحذف ولصالح النموذج المكون وفق الطريقة التجريبية. أما النتائج المتعلقة بمعاملات ثبات الإتساق الداخلي فقد تبين عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين النماذج المكونة وفق طرق الحذف المختلفة والتي لها نفس عدد البدائل. وأظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين جميع معاملات الصدق بين النماذج الأربعة المكونة بطرق الحذف المذكورة.

كما قام عيلبوني (2007) بدراسة هدفت لمعرفة أثر عدد البدائل وتمييز المموهات في فقرات الاختيار من متعدد على التوافق مع النموذج ثلاثي المعلم. ولتحقيق أهداف الدراسة تم بناء اختبار تحصيلي في مادة الرياضيات للصف التاسع الأساسي، وتم تكوين ثلاثة أشكال اختبارية لكل منها (50) فقرة، بحيث يحتوي الشكل الأول على خمسة بدائل للفقرة، والشكل الثاني على ثلاثة بدائل وذلك بحذف مموهين بشكل عشوائي من الشكل الأول، والشكل الثالث له ثلاث بدائل وذلك بحذف مموهين بالطريقة التجريبية (حذف المموهين الأقل تمييزاً) من الشكل الأول.

طبق الاختبار على عينة مكونة من (1656) طالباً وطالبة من طلاب الصف التاسع الأساسي التابعين لمديرية التربية والتعليم لمنطقة إربد الثانية. وبعد تحليل البيانات أظهرت الدراسة في جزء من نتائجها بأنه لا يوجد أثر لطريقة حذف المموهات في فقرات الاختيار من متعدد للأشكال ذات الثلاثة بدائل على خصائص الاختبار وفقراته وفق النموذج ثلاثي المعلم.

ثانيا: الدراسات التي تناولت موضوع معادلة الاختبار وفق النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس.

تنوعت الدراسات التي تناولت موضوع معادلة الاختبار، ومن خلال مراجعة الأدبيات المتعلقة بموضوع الدراسة فإن معظمها إهتم بمعادلة الاختبار وفق النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس والمقارنة بينها، وبعضها قام بدراسة أثر بعض المواضيع على دقة المعادلة، ولم تظهر أي دراسة – في حدود علم الباحث – درست أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة الاختبار، لهذا سيتم في هذا البند عرض أهم الدراسات التي من الممكن الاستفادة منها في موضوع الدراسة والتي تتناول موضوع معادلة الاختبار، مرتبة حسب التسلسل الزمني.

أجرى سكاجز وليستز (skaggs & lissitz, 1986) دراسة قاما فيها بمراجعة عدد من الدراسات تناولت موضوع المعادلة الأفقية للاختبارات، وأظهرت النتائج أنه لا توجد طريقة وحيدة مثلى في المعادلة، إلا أنه يمكن القول أن النظرية الحديثة في القياس تفوقت على النظرية الكلاسيكية، خاصة عندما لا يكون الاختيار عشوائي لعينات الأفراد المستخدمة في الدراسة، وعندما تتحقق افتراضات النموذج المستخدم للمعادلة، وإن نموذج راش في المعادلة لا يكون فاعلاً عند انتهاك افتراضاته (أحادية البعد، تساوي قيم التمييز للفقرات جميعها، قيم التخمين صفراً للفقرات جميعها). وأظهرت النتائج أن المعادلة باستخدام النموذج ثلاثي المعلمة غير فاعلة في العينات الصغيرة التي تقل عن 1000 استجابة للفقرة الواحدة، لأن تقديرات المعالم تكون عندئذ غير دقيقة، كما بينت النتائج أن المعادلة الخطية والمعادلة المئينية وطرق المعادلة وفق النظرية الحديثة للقياس يمكن أن تحقق نتائج مقبولة، في حال كانت البيانات تتمتع بدرجة ثبات مقبولة، والعينات المستخدمة في الدراسة متقاربة في مستوياتها، وللاختبارات درجة صعوبة متقاربة، وأنه في حال استخدام عينات صغيرة يكون من غير الواضح أي الطرق المستخدمة في المعادلة تكون الأكثر فاعلية.

وفي دراسة أخرى لسكاجز و ليستز (Skaggs & Lissitz, 1986a) حول فاعلية أربع طرق في معادلة اختبار ثنائي التدريج، استخدما فيها المعادلة الخطية والمعادلة المئينية، والمعادلة باستخدام نموذج راش، والنموذج ثلاثي المعلم، ولتحقيق غرض الدراسة تم استخدام تصميم المجموعات العشوائية ذات الاختبار المشترك، وقد اعتمدت الدراسة على معيار المربعات الموزونة وغير الموزونة للخطأ في الحكم على دقة وفاعلية طرق المعادلة، وأشارت النتائج إلى أن المعادلة المئينية أعطت نماذج أكثر فاعلية مقارنة مع الطرق الثلاث الأخرى وذلك في حالة المعادلة الأفقية، وكان نموذج راش هو الأفضل عندما كانت البيانات متطابقة مع النموذج، بينما النموذج الثلاثي المعلم كان الأفضل في الحالات الأخرى التي تتباين فيها مستويات الصعوبة والتخمين، وفي حالة المعادلة العمودية كان النموذج ثلاثي المعلم هو الأفضل في نتائجه بين الطرق الأربعة المستخدمة. وأظهر نموذج راش نتائج ملائمة فقط في حالة البيانات المطابقة للنموذج، وبشكل عام كانت أفضل النتائج لصالح طريقة المعادلة المئينية، وأن نموذج راش أعطى نماذج مستقرة عند مطابقة البيانات للنموذج المستخدم، واقترح الباحثان استخدام هذه الطريقة إذا كان هناك فروقا كبيرة في الخصائص السيكومترية أو في منحنى خصائص الفقرة.

كما قام سميث وكريمر (smith & Kramer, 1992) بدراسة هدفت إلى التعرف على فاعلية نموذج راش وأثره في دقة معادلة الاختبار من خلال طريقتين طريقة المربعات (الموزونة وغير الموزونة) وطريقة المعايرة المفردة، ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام ست صور متكافئة لاختبار التناظر الإدراكي وتكونت الاختبارات من 45 فقرة وزعت على الصور الستة للاختبار، بحيث كانت أول ثلاث نماذج سهلة وكل منها يتكون من 8 فقرات، والنماذج الثلاثة الأخرى صعبة ويحتوي كل منها 7 فقرات، تم تطبيق الاختبارات بحيث يحتوي كلا منها على صورتين إحداها سهلة والأخرى صعبة، بحيث احتوت عينة المفحوصين المطبق عليها النماذج المختلفة (2480

مفحوص، وبعد تحليل البيانات بواسطة برنامج(MSCALE)، واعتماد الخطأ المعياري المقدر للمربعات الموزونة وغير الموزونة للحكم على دقة المعادلة، فقد أظهرت النتائج وجود فروق طفيفة بين النماذج المختلفة في دقة معادلة الاختبار بسبب وجود انتهاك قوي لافتراضات نموذج راش الأحادي؛ لأن بعض البيانات المستخدمة في المعادلة لم تطابق النموذج بدقة، إذ تظهر هذه الدراسة عدم فاعلية نموذج راش في حالة عدم مطابقة البيانات لافتراضات النموذج، ولكن في حال مطابقة البيانات لافتراضات النموذج تكون النتائج لصالحه.

وأجرى أيوب (1994) دراسة هدفت إلى المقارنة بين أربع طرق لمعادلة الاختبارات وهي:الطريقة الخطية، والطريقة المئينية المنبثقتان عن النظرية الكلاسيكية، وطريقتان منبثقتان من النظرية الحديثة وهما طريقة المعادلة باستخدام النموذج أحادي المعلم، وطريقة المعادلة باستخدام النموذج ثنائي المعلم. ولأغراض جمع البيانات استخدم الباحث تصميم المجموعات العشوائية، والتصميم القائم على وجود اختبار مشترك ومجموعات غير متكافئة، ولتحقيق هدف الدراسة تم بناء ثلاثة اختبارات في مبحث الرياضيات بصورتين (أ) و(ب) للصفوف الرابع والخامس والسادس، وكل اختبار تكون من (40) فقرة، وقد تم التأكد من دلالات الصدق وثبات الاختبارات. وتم اختيار عينتين مستقلتين تكونت الأولى من (1390) طالباً وطالبة والثانية من (1421) طالباً وطالبة. وللتحقق من فاعلية ودقة طرق المعادلة، فقد استخدم معيار الصدق التقاطعي. وقد أظهرت الدراسة في جزء من نتائجها فيما يختص بالمعادلة الأفقية إلى أن نماذج النظرية الحديثة في القياس كانت أكثر فاعلية من طريقتي المعادلة الخطية والمئينية ،حيث كانت معاملات الصدق التقاطعي أقل ما يمكن للنموذج ثنائي المعلم، وتزداد قليلاً في نموذج أحادي المعلم، ثم تزداد بصورة واضحة في المعادلة المئينية، وتصبح أكبر ما يمكن في المعادلة الخطية.

وفي دراسة أجراها كيم وهانسون (kim & hanson, 2002) حول معادلة الاختبارات لنماذج مختلفة من اختبارات في الرياضيات من نوع الاختيار من متعدد، حيث تكونت هذه الاختبارات من 65 فقرة أعدت بصورة نموذجين مختلفين، بحيث تم تطبيق النموذج الأول في عام 1997 على عينة مكونة من2163 مفحوص، أما النموذج الثاني تم تطبيقه في عام 1998 على عينة مكونة من 2909 مفحوص، ولأغراض جمع البيانات استخدم الباحثان تصميم المجموعات العشوائية المتكافئة، ولإجراءات المعادلة استخدما طريقة منحنى خصائص الفقرة، وتم تقدير المعلمات المطبقة على نماذج الاختبارات المختلفة باستخدام برنامج (MULTILOG) وهو برنامج محوسب يتم من خلاله تقدير قدرة المفحوص باستخدام منحنى خصائص الفقرة بالاعتماد على الدرجات التي يحصل عليها الأفراد على كل فقرة من فقرات الاختبار، وقد أشارت النتائج إلى فاعلية طريقة منحنى خصائص الفقرة في معادلة نماذج الاختبارات المختلفة.

وأجرى الشريفين (2003) دراسة حول مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة اختبارين أحدهما ثنائي التدريج والآخر متعدد التدريج وفق نماذج النظرية الكلاسيكية والحديثة في القياس، حيث استخدم الباحث الطريقة الخطية والطريقة المئينية للمعادلة كإحدى طرق النظرية الكلاسيكية مقابل نموذج راش الأحادي كطريقة من طرق النظرية الحديثة في القياس، وقام الباحث ببناء اختبارين تحصيلين في الفيزياء أحدهما ثنائي التدريج والآخر متعدد التدريج، واستخدم الباحث تصميم المجموعات العشوائية المتكافئة لأغراض الدراسة، وأظهرت النتائج أن نموذج راش كان لديه تفوق على طريقتي النظرية الكلاسيكية، باستخدام معياري الخطأ المعياري ومعامل الصدق التقاطعي كمحكات للحكم على فاعلية المعادلة.

وأجرى هيه (heh, 2007) دراسة بحثت في دقة المعادلة باستخدام عينات صغيرة وتصميم المجموعات العشوائية، واستخدم ثلاث معايير للحكم على دقة المعادلة وهي: الجذر

التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (RMSE)، والخطأ المعياري (SE)، والتحيز (Bias). وأشارت النتائج الخاصة بأطوال الاختبارات وتصاميم المعادلة المستخدمة في الدراسة أن دقة المعادلة بالنسبة للعينات الصغيرة تعتمد على الفروقات في الصعوبة بين صور الاختبار، وكذلك تعتمد على مدى العلامات التي تم دراسة دقة المعادلة عليها وعلى حجم العينة وطريقة المعادلة المستخدمة، ففي الاختبارات ذات الفروقات المتوسطة إلى العالية في الصعوبة فقد أظهرت النتائج عدم الجدوى في التركيز على خطأ العينة لتحديد إمكانية إجراء المعادلة عند العينات الصغيرة، فالعينات الصغيرة تعطي أخطاء عينة جوهرية مما يؤدي إلى فروقات صعوبة كبيرة نسبياً بين صور الاختبارات لقلة البيانات. لذلك وعند وجود اعتبارات عملية تصعب استخدام عينات كبيرة فإنه يمكن الحصول على فاعلية معادلة عند أحجام عينات صغيرة تصل إلى (25) فرداً، وفي أوضاع تختلف فيها الصعوبة بين صور الاختبار بمقدار لا يقل عن (0.3) انحرافات معيارية.

وقامت الحواري (2008) بدراسة الخصائص السيكومترية لاختبار الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب ومعادلة درجات الصور المختلفة من الاختبار، وقد استخدمت طريقتي المعادلة الخطية الأفقية والمعادلة المئينية الأفقية كطريقتين وفق النظرية الكلاسيكية واستخدام نموذج راش كطريقة من طرق النظرية الحديثة في القياس، وقد تم الاعتماد على معياري الخطأ المعياري ومعامل الصدق التقاطعي للحكم على فاعلية المعادلة. وأظهرت النتائج أن المعادلة وفق نموذج راش هي الأفضل والأكثر فاعلية في معادلة درجات المفحوصين من خلال وضعهم على ميزان واحد مشترك، ثم يليها المعادلة الخطية وأخيراً المعادلة المئينية.

وأجرى المدانات (2008) دراسة هدفت إلى تقصي أثر طريقة المعادلة باستخدام اختبار مشترك وعدد فقراته وحجم العينة على القيم المعادلة والخطأ في المعادلة بين صورتي اختبار في الفيزياء. ولتحقيق هذا الهدف، تم بناء صورتين متكافئتن لاختبار الفيزياء عدد فقرات كل منها

(40) فقرة، وتم استخدام أربع طرق من المعادلة تتبع النظرية الكلاسيكية وهي: طريقة تكر الخطية، طريقة ليفن الخطية، وطريقة براون، وطريقة هولند الخطية، وطريقتان ذات علاقة بالنظرية الحديثة وهما : طريقة معادلة العلامات الحقيقية، وطريقة معادلة العلامات المشاهدة. كما تم استخدام ثلاث أحجام مختلفة من العينات وثلاثة أعداد مختلفة من فقرات الجذع المشترك وقد أظهرت النتائج فيما يخص بدقة المعادلة وجود فروق لصالح طريقة معادلة العلامات الحقيقية، وطريقة معادلة العلامات المشاهدة، ولصالح العدد الأكبر من فقرات الاختبار المشترك بينما لم تظهر النتائج فروقا تُعزى إلى حجم العينة.

كما قام الحياصات (2011) بدراسة هدفت إلى الكشف عن مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة نموذجي اختبار مع بقاء الفقرات ذات الأداء التفاضلي للجنس وحذفها. ولتحقيق هدف الدراسة، استخدمت البيانات التي تم الحصول عليها من خلال استجابات طلبة الصف الرابع الأساسي على نموذجي الاختبار الوطني في الرياضيات لعامي 2006 و2009. وقد استخدمت طريقتان في المعادلة، الأولى تتبع النظرية الكلاسيكية في القياس، وهي : طريقة تكر الخطية، والثانية تتبع النظرية الحديثة في القياس، وهي: طريقة معادلة العلامات الحقيقية. واعتمد في إجراءات المعادلة تصميم المجموعات غير المتكافئة ذات الاختبار المشترك. وللحكم على دقة المعادلة تم استخدام ستة معايير هي :الصدق التقاطعي، والخطأ المعياري للمعادلة، والجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ في المعادلة، ومتوسط الخطأ المعياري للمعادلة، وتحيز المعادلة، ودرجة الثقة. وأشارت الدراسة في جزء من نتائجها أن حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي للجنس يؤدي الى زيادة دقة المعادلة وفاعليتها وفقاً لطريقة تكر الخطية حيث كانت قيم المعايير المستخدمة لدقة المعادلة أقل بعد حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي للجنس. وفيما يتعلق بفاعلية معادلة نموذجي الاختبار وفقاً لطريقة معادلة العلامات الحقيقية التي تتبع النظرية الحديثة في

القياس، قد بينت النتائج أن حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي للجنس يؤدي إلى زيادة دقة المعادلة وفاعليتها، وخاصة في الطرف العلوي من مدى العلامات بعد حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي للجنس. كما أظهرت النتائج أن المعادلة باستخدام طريقة تكر الخطية أكثر دقة وفاعلية من طريقة معادلة العلامات الحقيقية قبل حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي للجنس وبعده.

التعقيب على الدراسات السابقة

يتبين أن جزء من الدراسات السابقة قد بحث في دراسة أثر طرق تصفية (حذف) المموهات على الخصائص السيكومترية للاختبار مثل دراسة أبو جراد (1997) ودراسة ظاظا (2000) والتي أظهرت بوجود أثر لطريقة تصفية (حذف) المموهات على الخصائص السيكومترية للاختبار وفقراته، ودراسات لم تظهر أثر لطريقة تصفية المموهات على خصائص الاختبار وفقراته مثل دراسة سيزيك واودي (Cizek & O'day, 1994) ودراسة عيلبوني (2007).

وأن الجزء الآخر من الدراسات قد تناول موضوع معادلة الاختبارات في النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس، وكانت تدور في معظمها حول المقارنة بين الطرق المختلفة المستخدمة في المعادلة وإجراءاتها من حيث طبيعة الاختبارات والعينات المستخدمة، بالإضافة إلى بعض الدراسات القائمة على طريقتي المعادلة الأفقية والعمودية. وكانت نتائج هذه الدراسات متباينة إلا أن معظمها أكد على تفوق طرق النظرية الحديثة في فاعلية معادلة الاختبارات مثل دراسة أيوب (1994) وكيم وهانسون (kim & hanson, 2002) ودراسة الشريفيين (2003) ودراسة الحواري (2008) ودراسة المدانات (2008)، ودراسة سكاجز وليستز (skaggs & lissitz, 1986) حيث أظهرت نتائجها تفوق طرق المعادلة القائمة على النظرية الحديثة على طرق المعادلة القائمة على النظرية الكلاسيكية. كما اهتمت بعض هذه الدراسات بموضوع حجوم العينات

المستخدمة في المعادلة مثل دراسة سكاجز وليستز (skaggs & lissitz, 1986) والتي أظهرت نتائجها أن طرق المعادلة القائمة على النظرية الكلاسيكية في القياس أو تلك القائمة على النظرية الحديثة في القياس يمكن أن تحقق نتائج مقبولة في حال كانت العينات المستخدمة في الدراسة متقاربة في مستوياتها، وللاختبارات درجة صعوبة متقاربة، وفي حال استخدام عينات صغيرة يُصبح من غير الواضح أي الطرق المستخدمة في المعادلة تكون الأكثر فاعلية، ودراسة هيه (heh, 2007) والتي أظهرت أن العينات الصغيرة تعطي أخطاء عينة جوهرية مما يؤدي إلى فروقات صعوبة كبيرة نسبياً بين صور الاختبارات لقلة البيانات.

واهتمت بعض الدراسات بمدى تأثر المعادلة وفق نموذج راش بمطابقة البيانات للنموذج مثل دراسة سكاجز وليستز (Skaggs & Lissitz, 1986a) ودراسة سميث وكريمر (smith & Kramer, 1992) والتي أظهرت نتائجها عدم فاعلية المعادلة وفق نموذج راش في حالة عدم مطابقة البيانات للنموذج، وأنه في حال مطابقة البيانات لنموذج راش تكون دقة وفاعلية المعادلة لصالحه.

وجزء قليل من الدراسات التي تناولت موضوع معادلة الاختبار تناولت تأثير بعض المواضيع على معادلة الاختبار منها من أخذ بعين الاعتبار موضوع الأداء التفاضلي للجنس وأثره على معادلة الاختبارات مثل دراسة الحياصات (2011) والتي أظهرت أن دقة وفاعلية المعادلة تزداد في حال حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي وفقاً لطريقة تكر الخطية وطريقة معادلة العلامات الحقيقية، ومنها من تناول موضوع عدد فقرات الاختبار المشترك في تصاميم ذات الاختبار المشترك وحجم العينة وأثرها على معادلة الاختبار مثل دراسة المدانات (2008) والتي أشارت نتائجها فيما يخص دقة المعادلة وجود فروق لصالح طريقة معادلة العلامات الحقيقية،

وطريقة العلامات المشاهدة، ولصالح العدد الأكبر من فقرات الاختبار المشترك، بينما لم تظهر فروقاً تُعزى إلى حجم العينة.

مع هذا العرض لأهم الدراسات السابقة ذات العلاقة بموضوع الدراسة لم تظهر أي دراسة بحثت بموضوع تصفية المموهات وتأثيره على معادلة الاختبارات، إذ يلاحظ أن معظم الباحثين الذين اهتموا بدراسة متغير تصفية المموهات قاموا بدراسة أثره على خصائص الاختبار وفقراته، وقد غاب عن أنظارهم أن الصور المختلفة للاختبار المكونة من طرق التصفية قد لا تكون عادلة في قياسها بسبب الاختلاف في خصائص الاختبار وفقراته، وبعض هذه الدراسات بحث في معادلة صور الاختبارات ودراسة بعض الموضوعات التي تؤثر على دقة وفاعلية المعادلة ولم يتم فحص الأثر الذي قد ينتج من طريقة تصفية المموهات على معادلة الاختبار، لذلك فقد تميزت هذه الدراسة عن الدراسات السابقة في أنها بحثت في أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة الاختبار، بدراستها لمدى تحقق معايير الفاعلية لكل طريقة من طرق معادلة الاختبار المستخدمة في الدراسة وفق النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس والمقارنة بينها. وما مدى تأثير النماذج المختلفة للاختبار المكونة من طرق تصفية المموهات على علامات الأفراد وخصائص الاختبار وفقراته، والتحقق فيما لو كان هناك ضرورة لإجراء المعادلة للنماذج المختلفة لنماذج الاختبار المكونة من طرق تصفية المموهات.

الفصل الثالث

الطريقة والإجراءات

يقـدم هـذا الفصـل وصـفاً لمجتمـع الدراسـة، وعينتهـا، وأداتهـا، والطريقـة، والإجـراءات، والأساليب الإحصائية التي تم اتباعها لغايات الإجابة عن أسئلة الدراسة.

مجتمع الدراسة (Accessible population):

يتكون مجتمع الدراسة من طلاب وطالبات الصف السابع الأساسي الملتحقين في الدراسة في المدارس التابعة لمديرية تربية لواء قصبة إربد في الفصل الدراسي الثاني من العام الدراسي 2013/2012. ويبلغ عددهم (7937) طالباً وطالبة، منهم (3873) من الذكور و(4064) من الإناث، موزعين على (110) شعب للذكور و(115) شعبة للإناث، وذلك من خلال الرجوع إلى قسم التخطيط في المديرية، ويوضح الجدول (1) عدد الذكور والإناث وعدد الشعب لأفراد مجتمع الدراسة.

الجدول (1)

توزيع أفراد مجتمع الدراسة حسب الجنس وعدد الشعب

الجنس	عدد الشعب	عدد الطلبة
ذكور	110	3873
إناث	115	4064
المجموع	225	7937

عينة الدراسة:

بعد تحديد المدارس التابعة لمديرية التربية والتعليم للواء قصبة إربد وحصرها للعام الدراسي 2013/2012، ومن خلال الرجوع إلى قسم التخطيط في المديرية، تم تحديد المدارس التي يوجد فيها

شعب للصف السابع الأساسي، وكان عدد هذه المدارس (170) مدرسة منها (71) مدرسة للذكور و(99) مدرسة للإناث، وبعد ذلك تم اختيار عينة الدراسة بالطريقة العشوائية العنقودية المتعددة المراحل (Multistage Cluster Random)، فقد تم اختيار (8) مدارس بشكل عشوائي تحتوي على شعب للصف السابع، وبعدها تم اختيار بعض الشعب عشوائياً من كل مدرسة وقع عليها الاختيار وبلغ عددها (25) شعبة، وذلك كما هو موضح في الجدول (2).

الجدول (2)

توزيع أفراد عينة الدراسة حسب الجنس وعدد الشعب و إسم المدرسة

الجنس	اسم المدرسة	عدد الشعب	عدد الطلبة
ذكور	مدرسة معاذ بن جبل الأساسية للبنين	4	168
	مدرسة عمر بن عبدالعزيز الأساسية للبنين	3	142
	مدرسة عمر فائق الشلبي الأساسية للبنين	4	94
	مدرسة ابن زيدون الأساسية للبنين	2	49
إناث	مدرسة سكينة بنت الحسين الأساسية للبنات	3	115
	مدرسة ذات النطاقين الأساسية للبنات	4	157
	مدرسة خولة بنت الأزور الأساسية للبنات	3	94
مختلطة	مدرسة الملك عبدالله الثاني للتميز	2	61 (33) ذكور (28) إناث
	المجموع	25	880

أداة الدراسة:

تكونت أداة الدراسة من اختبار لقياس المعرفة الرياضية لطلبة الصف السابع الأساسي، بمحتوى وحدة الجبر من المنهاج المقرر من قبل وزارة التربية والتعليم، وقد تكونت الصورة الأولية للاختبار من (40) فقرة من نوع الإختيار من متعدد، وقد استعان الباحث ببعض الفقرات الواردة في دليل المعلم لمبحث الرياضيات للصف السابع الأساسي والمعتمد من قبل وزارة التربية والتعليم الأردنية، وقبل اختيار مموهات اختبار الاختيار من متعدد تم بناء الاختبار على شكل فقرات تكميل دون التغيير في أي متن لأي فقرة، وكان الهدف بتكوين الاختبار على شكل إكمال الفراغ بشكله الأولي الحصول على إجابات الطلبة وحصرها ليتم اختيار مموهات الاختبار من إجابات الطلبة.

قام الباحث أثناء بناء الاختبار باتباع الإرشادات التي ذكرها عودة (2010) لإعداد الاختبار التحصيلي وهي كما يلي:

أولا: تحديد الغرض من الاختبار: قياس المعرفة الرياضية لطلبة الصف السابع الأساسي من مفاهيم، وتعميمات، ومهارات، ومسائل ويعتبر هذا التصنيف تصنيفاً عملياً وقابلاً للتطبيق في مجال تنظيم المحتوى الرياضي على مستوى وحدة الجبر.

ثانيا: تحديد المحتوى وتحديد المكونات الفرعية للمحتوى: تحديد الموضوعات والأهداف التي تضمنتها وحدة الجبر من كتاب الصف السابع الأساسي، والقيام بتحليل المحتوى وصياغته على شكل أهداف. (الملحق(أ))

وبعد اختيار وتحليل المحتوى تم بناء جدول للمواصفات لضمان صدق المحتوى وهو كما يلي :

جدول المواصفات:

تم إعداد جدول المواصفات للاختبار باتباع الخطوات الآتية:

1- تقسيم المادة الدراسية إلى موضوعات أو عناوين رئيسية، وقد تم كذلك تقسيم هذه الموضوعات إلى موضوعات أو عناوين فرعية تقسيما منطقياً وبعدد مقبول ومعقول.

2- تحديد المجالات والمستويات المعرفية التي يمكن تمييزها ضمن كل مجال تقع فيه الأهداف.

3- تحديد وزن أو أهمية كل موضوع بالنسبة للموضوعات الأخرى في الوحدة موضع الإهتمام.

4- تحديد وزن أو أهمية كل مجال أو مستوى، واعتمد ذلك على عدد الأهداف في كل مستوى.

5- تحديد وزن أو أهمية كل موضوع، وذلك بضرب النسبة المئوية للموضوع في النسبة المئوية للمستوى.

6- تحديد طول الاختبار (عدد فقرات الاختبار).

ثالثا: صياغة الفقرات:

تمت صياغة فقرات الاختبار، ومراعاة تمثيل الاختبار لوحدة الجبر لمنهاج الصف السابع الأساسي بشكل جيد، وروعيت قضية استقلالية الفقرات والتقيد بالإرشادات الفنية المتبعة في صياغة الفقرات لتطوير الاختبارات التحصيلية المختلفة مثل وضوح المتن وغيرها.

وبعد إعداد الاختبار بشكله الأولي على صورة فقرات تكميل، تم تطبيق الاختبار على عينة مكونه من (70) طالب من خارج عينة الدراسة، بهدف الحصول على إجابات الطلبة ليتم استخدامها كبدائل لاختبار الاختيار من متعدد، فقد تم إبلاغ الطلبة قبل ثلاث أيام عن موعد تطبيق الاختبار، وبعد تطبيق الاختبار التكميلي على عينة الطلبة، تم حصر إجابات الطلبة على كل فقرة واختيار (6) بدائل الأكثر تكرارا بين إجابات الطلبة لكل فقرة، كبدائل لفقرات اختبار

الاختيار من متعدد، وبذلك تم بناء اختبار الاختيار من متعدد والمكون من(40) فقرة لكل فقرة (6) بدائل دون التغيير في متن أي فقرة من الفقرات، وقد روعيت في كتابة البدائل الإجراءات المتبعة في بناء اختبار الاختيار من متعدد (مثل تساوي طول البدائل، جعل موقع البديل عشوائياً وغيرها). وتعتبر طريقة بناء المموهات من خلال إجابات الطلبة من الطرق الفعالة في اختيار المموهات والتي تم الإشارة إليها في الكعابنة (2009) كإحدى الطرق المتبعة في بناء مموهات اختبار الاختيار من متعدد.

صدق الاختبار:

للتأكد من صدق الاختبار تم عرض الاختبار على مجموعتين من المحكمين وهما:

- **المجموعة المعنية بمعايير صدق المحتوى:** تتكون هذه المجموعة من سبعة معلمين رياضيات يحملون درجة البكالوريوس في الرياضيات ممن يدرسون الصف السابع ومتواجدين في الميدان، وثلاثة مشرفين تربويين يحملون درجة البكالوريوس في الرياضيات، وماجستير أساليب تدريس الرياضيات. تم عقد أكثر من جلسة مشتركة مع أفراد المجموعة بعد أن تم تحديد موعد الجلسات وإعلامهم بذلك، وتم في كل جلسة عرض الاختبار في صورته الأولية وجدول المواصفات على المجموعة وطرح نقاش حول مجموعة من المعايير وهي:

- مدى مطابقة الفقرة للهدف.
- فاعلية المموهات.
- أن تكون المموهات مما هو متعارف عليه عند الطلبة.
- وضوح نص الفقرة.
- مدى تغطية فقرات الاختبار لمحتوى وحدة الجبر.
- وضوح البدائل بالنسبة للطلبة.

وبعد النقاش والحوار أثناء الجلسات مع المحكمين حول المعايير آنفة الذكر وأخذ أرائهم ومقترحاتهم حولها، فقد تم الاتفاق وبالإجماع على مايلي:

1- تعديل نصوص بعض الفقرات، والتي أجمعوا على عدم وضوح صياغتها بحيث تمت صياغتها بشكل أكثر وضوح ودقة، وتغيير الكلمات الغامضة واستبدالها بكلمات لها مدلول واضح للطالب.

2- تعديل كتابة بعض البدائل، لتصبح أكثر وضوحا للطالب.

3- تم الاتفاق على أن جميع الفقرات تطابق الأهداف التي وضعت لأجلها هذه الفقرات.

4- تم الاتفاق على أن الاختبار شامل لجميع أجزاء وحدة الجبر، ويغطي محتوى وحدة الجبر بشكل مناسب. الملحق (ب).

- **المجموعة المعنية بمعايير تحكيم الفقرات:** تتكون هذه المجموعة من خمسة محكمين ممن يحملون درجة الماجستير في القياس والتقويم ومحكم يحمل درجة الدكتوراه في أساليب تدريس الرياضيات، فقد تم عقد أكثر من جلسة مشتركة مع أفراد المجموعة، وعرض عليهم الاختبار في صورته الأولية وطرح نقاش حول مجموعة من المعايير الخاصة بتحكيم الفقرات والإرشادات المتبعة في كتابة فقرات اختبار الاختيار من متعدد وهذه المعايير هي:

1- أن لا تختلف البدائل في أطوالها ما أمكن ذلك.

2- وضوح متن الفقرة، أي أن يكون المطلوب واضح في المتن قبل قراءة البدائل.

3- أن تكون البدائل متجانسة بدرجة مقبولة، حتى لا يتم استبعاد أي بديل بسهولة.

4- أن يكون عدد الإجابات الصحيحة موزعة بالتساوي على كل البدائل وبترتيب عشوائي.

ومن خلال النقاش والحوار مع المحكمين أثناء الجلسات حول ما تم ذكره من معايير وإرشادات فقد تم الاتفاق وبالإجماع على مايلي:

1- تم الاتفاق على تعديل أطوال البدائل لبعض الفقرات.

2- تم الاتفاق على أن الاختبار يراعي التوزيع العشوائي للبدائل الصحيحة وأنها موزعة بالتساوي على كل البدائل.

3- تم الاتفاق على ترتيب بدائل بعض الفقرات تصاعديا أو تنازليا، حتى لا يجد الطالب صعوبة في إيجاد الخيار الصحيح.

4- تم صياغة متن بعض الفقرات ليصبح ما هو مطلوب من السؤال واضحاً لدى الطالب.

5- تم الاتفاق على أن الاختبار يقيس المعرفة الرياضية من مفاهيم وتعميمات ومهارات ومسائل. (الملحق(ج)).

يلاحظ بأنه لم يتم الاتفاق بأي من مجموعتي التحكيم على حذف أي فقرة، وإنما تم مراجعة وتعديل بعض الفقرات التي كانت بحاجة إلى تعديل، وبذلك تم الحفاظ على جميع فقرات الاختبار، حيث بلغ عدد فقرات الاختبار بصورته الأولية (40) فقرة.

التجريب الأولي للاختبار:

بعد أن تمت صياغة الاختبار وتعديل ما تم تعديله وفقاً لما جاءَ به المحكمين، تمت طباعة الاختبار بصورته الأولية، ومن ثم طُبق الاختبار على عينة استطلاعية من الطلبة مكونة من (130) طالباً خارج عينة الدراسة ومن مجتمع الدراسة نفسه، فقد تم إبلاغهم المسبق بثلاثة أيام عن موعد تطبيق الاختبار وإعلامهم بأن درجة الاختبار ستدخل ضمن درجتهم الكلية لمبحث الرياضيات، وقد ساهمت نتائج هذا التطبيق في تقديم معلومات هامة حول وضوح الفقرات والبدائل الأمر الذي ساهم في تطوير الاختبار، وقد تم تعديل صياغة بعض الفقرات، بالإضافة إلى تقدير الزمن اللازم للاختبار وهو ساعة ونصف حيث أكمل ما يزيد عن (90%) من الطلاب الاختبار خلال هذا الزمن.

كذلك تمت الاستفادة من تطبيق الاختبار على العينة الاستطلاعية في تقدير مؤشرات الصعوبة والتمييز للفقرات كما في الجدول (3).

الجدول(3)

معاملات الصعوبة والتمييز لكل فقرة من فقرات الاختبار على العينة الاستطلاعية

رقم الفقرة	الصعوبة	التمييز
1	0.490	0.294
2	0.680	0.277
3	0.250	0.416
4	**0.160**	**0.058-**
5	0.270	0.323
6	0.590	0.408
7	0.380	0.447
8	0.460	0.330
9	0.610	0.509
10	0.630	0.237
11	0.260	0.286
12	0.520	0.447
13	**0.850**	0.346
14	0.720	0.511
15	0.660	0.517
16	0.370	0.429
17	**0.060**	**0.183-**
18	0.310	0.220
19	**0.180**	0.318
20	0.770	0.363
21	0.410	0.408
22	0.420	**0.197**
23	0.270	0.355
24	0.240	0.350
25	0.380	0.315
26	0.650	0.493
27	0.340	0.430
28	**0.190**	0.207
29	0.500	0.483
30	0.420	0.392
31	0.320	0.559
32	0.270	0.380
33	0.240	0.281
34	0.450	0.576
35	0.420	0.392
36	0.370	0.392
37	0.370	0.416
38	0.390	0.258
39	0.660	0.357
40	0.330	0.293

يتضح من الجدول أن معاملات صعوبة الفقرات تراوحت بين (0.85 – 0.06) بوسط حسابي قدره (0.422) أما معاملات التمييز فقد تراوحت (0.576 – 0.183−) بوسط حسابي قدره (0.349)، وقد تم حذف الفقرات ذات الأرقام (22,17,4) نظرا لتدني معاملات التمييز لها، فقد كانت معاملات التمييز لهذه الفقرات على الترتيب (0.058−، 0.183−، 0.197)، وتم حذف الفقرة رقم (13) نظراً لسهولة هذه الفقرة حيث بلغ معامل الصعوبة لها (0.85)، وحذف الفقرتين (28,19) بسبب صعوبة هذه الفقرات حيث بلغت معاملات الصعوبة لها على الترتيب (0.18، 0.19)، كما وردت في عودة (2010).

وبعد حذف الفقرات غير الملائمة أصبح عدد فقرات الاختبار بصورته النهائية (34) فقرة. (الملحق (د)).

ثبات الاختبار:

تم التحقق من دلالات الثبات للاختبار عن طريق حساب معامل ثبات الاختبار قبل وبعد حذف الفقرات باستخدام معادلة كرونباخ ألفا (Cronbach Alpha) وكانت قيمته قبل حذف الفقرات (0.872) وقيمته بعد حذف الفقرات (0.876).

تم فحص الفرضية الصفرية $H_0: P_{xx} = 0.90$ للكشف عن الفروق بين معامل الثبات للاختبار بعد حذف الفقرات والذي بلغ(0.876) والقيمة المطلوبة للثبات (0.90) باستخدام الإحصائي (M) المقترح من قبل هاكستين ولين(Hakstian & Whalen, 1976) والذي يتبع توزيع كاي تربيع بدرجات حرية تساوي (عدد معاملات الثبات – 1) وتحسب قيمة (M) من خلال المعادلة:

$$(18)\ldots\ldots\ldots\ldots M = \frac{J-1}{18J}\left[\sum_{k=1}^{K} B_k - \frac{\left[\sum_{k=1}^{K}(1-\alpha_k)^{-1/3}\right]^2}{\sum_{k=1}^{K}(1-\alpha_k)^{-2/3}}\right]$$

$$(19)..........B_k = \frac{(9n_k - 11)^2}{(n_k - 1)}$$

حيث: J: عدد الفقرات.

n: عدد الأفراد.

$\propto_k$: معامل ثبات النموذج K.

وبعد حساب قيمة (M) وجد أنها تساوي (1.44) وهي أقل من القيمة الحرجة والتي بلغت (3.84) مما يدل على عدم وجود فرق دال إحصائياً بين معامل الثبات بعد حذف الفقرات (0.876) والقيمة المطلوبة لمعامل الثبات (0.90).

وبناءً على ذلك يمكن استخدام أداة الدراسة كأداة لجمع البيانات اللازمة للدراسة، حيث إن دلالات الثبات والصدق تفي لتلك الأغراض.

وبعد إعداد الاختبار التحصيلي في وحدة الجبر لمنهاج الرياضيات للصف السابع الأساسي من نوع الاختيار من متعدد من ستة بدائل للإجابة بصورته النهائية، قام الباحث ببناء أربعة نماذج للاختبار وذلك لتحقيق أغراض الدراسة.

نماذج الاختبار المكونة بطرق تصفية المموهات:

- **نموذج التصفية العشوائية:** تم اختيار مموهين بشكل عشوائي من مموهات الاختبار الأصلي وحذفهما للتوصل إلى فقرات ذات أربع بدائل للإجابة.
- **نموذج التصفية التجريبية:** تم اختيار (50) فرد من أفراد العينة الاستطلاعية بشكل عشوائي وإدخال بياناتهم إلى برنامج (Iteman) وتحليل هذه البيانات، وذلك لإيجاد تمييز مموهات كل فقرة من فقرات الاختبار الأصلي وعدد الأفراد الذين أجابوا على الفقرة من الفئة العليا والفئة الدنيا، وبعد الحصول على نتائج هذا التحليل تم حذف المموهين اللذين يملكان أكبر قيمة

للتمييز لكل فقرة من فقرات الاختبار الأصلي، أي المموهين الأقل تمييزاً باتجاه معاكس لتمييز الفقرة، والبقاء على أربعة مموهات الأكثر تمييزاً باتجاه معاكس لتمييز الفقرة. وفي حال تساوي التمييز لمموهين يتم حذف المموه الذي له أعلى متوسط حسابي لعلامات الطلبة الذين اختاروه. وبذلك تم التوصل إلى فقرات ذات أربع بدائل من فقرات الاختبار الاصلي.

- **نموذج التصفية المنطقية:** تمت الاستفادة من نتائج التحليل الذي تم الحصول عليه أثناء التصفية التجريبية، حيث تم حذف المموهين اللذين أجاب عنهما أقل عدد من الطلبة دون النظر إلى فئة هؤلاء الطلبة إن كانوا من الفئة العليا أو الدنيا لكل فقرة من فقرات الاختبار الأصلي، أي المموهين الأقل جاذبية بين المموهات، وفي حال تساوي عدد الطلبة لمموهين يتم حذف المموه الذي له أعلى متوسط حسابي لعلامات الطلبة الذين اختاروه. وبذلك تم التوصل إلى فقرات ذات أربع بدائل للإجابة من فقرات الاختبار الأصلي.
- **نموذج التصفية بالتحكيم:** تم عرض الاختبار الأصلي على (12) محكم (8) معلمين و(4) معلمات ممن يدرسون مادة الرياضيات للصف السابع الأساسي، وطلب من كل محكم بشكل مستقل أن يؤشر على المموهين الأقل فاعلية من البدائل الستة لكل فقرة من فقرات الاختبار الأصلي بناءً على تقديره الشخصي كمحكم وكمعلم متواجد في الميدان، وبعدها تم حصر اختيارات المحكمين وإيجاد تكرار اختياراتهم لكل مموه ولكل فقرة على حدا من فقرات الاختبار الأصلي وبعدها تم حذف المموهين الأكثر تكراراً لاختيارات المحكمين أي المموهين اللذين اختارهما أكبر عدد من المحكمين لكل فقرة، وفي حال تساوي التكرارات لمموهين يحذف أحدهما عشوائياً. وبذلك تم التوصل إلى فقرات ذات أربع بدائل للإجابة من فقرات الاختبار الأصلي.

جمع البيانات:

بعد إعداد الباحث نماذج الاختبار الأربعة المكونة بطرق تصفية المموهات بصورتها النهائية والمكونة من (34) فقرة، تم استخدام تصميم المجموعات العشوائية (Random Groups Design). ففي هذا التصميم تعطى نماذج الاختبار الأربعة لأربع مجموعات بشكل عشوائي وتأخذ كل مجموعة إحدى النماذج المراد معادلتها، ولتجنب عامل التحيز من الضروري أن تكون المجموعتان متماثلتين في القدرة المقاسة قدر الإمكان، ولتحقيق ذلك تم توزيع النماذج الأربعة للاختبار على أفراد عينة الدراسة بطريقة عشوائية لتحقيق التكافؤ بين المجموعات، وبالتالي فإن أي تغير في الصعوبة بين المجموعات ناتج من تغير طرق تصفية المموهات وليس من عدم تكافؤ المجموعات. وقد استخدمت الإجراءات التالية:

1- تم أخذ كتاب تسهيل المهمة من الجامعة إلى مديرية تربية لواء قصبة إربد والتي بدورها خاطبت مدارس المديرية لتسهيل مهمة الباحث، حيث قام الباحث بعمل زيارات مُسبقة للمدارس التي تم اختيارها في عينة الدراسة وقد تم الاتفاق مع مديري المدارس ومدرسي مادة الرياضيات على برنامج زمني لتطبيق الاختبار خلال الفترة الواقعة ما بين 2013/4/10 ولغاية 2013/4/16 وقد تم الحديث معهم عن فكرة البحث، مع توضيح أهمية التعامل مع الاختبار من قبل الطلبة بجدية تامة، والطلب منهم إعلام الطلبة بموعد الاختبار قبل خمس أيام من موعد تطبيق الاختبار، واخبارهم بأن الاختبار ستحسب درجته ضمن الدرجة الكلية لمبحث الرياضيات.

2- تم تطبيق الاختبار في كل مدرسة وفق الوقت المحدد الذي تم الاتفاق عليه مسبقاً وضمن وقت واحد للشعب المختارة في كل مدرسة للمحافظة على سرية الاختبار، مع الاهتمام على أن يكون الاختبار ضمن الحصص الأولى لتفادي عاملي التعب والتسرب للطلبة، كما تم

الاستعانة بمعلمي الرياضيات كمراقبين للاختبار لتسهيل مهمة الباحث، وقد تم توزيع نماذج الاختبار على أفراد عينة الدراسة بحيث يوزع كل نموذج على (220) طالباً وطالبة بشكل عشوائي لكلا الجنسين وذلك لضمان التجانس بين النماذج الأربعة، أما في مدرسة التميز فقد تم توزيع النماذج الأربعة على الطلبة فيها وبعدد متساوٍ لتفادي التحيز لما لهؤلاء الطلبة من قدرات تفوق المدارس الأخرى. والجدول التالي يبين توزيع الطلبة على نماذج الاختبار الأربعة.

الجدول (4)

عدد أفراد الدراسة موزعين حسب نماذج الاختبار

نموذج تصفية المموهات	عدد المفحوصين
العشوائي	220
التجريبي	220
التحكيم	220
المنطقي	220
المجموع	880

3- وبعد الانتهاء من التطبيق تم جمع كراسات الاختبار للنماذج الأربعة، ومن ثم أجريت عملية تصحيح نماذج الاختبار الأربعة لكل نموذج على حدا ضمن تدريج ثنائي حيث يعطى الطالب عند إجابته إجابة صحيحة الدرجة (1)، ويعطى الدرجة (صفر) عند إجابته إجابة خاطئة، وبذلك تكون أدنى درجة يحصل عليها المفحوص على نموذج الاختبار ككل هي الدرجة (صفر) بينما تكون أعلى درجة يحصل عليها هي الدرجة (34). وبعدها تم إدخال البيانات على ملف نصي (Text Document) ولكل نموذج على حدا وترحيله

على نسخة من برنامج ال (SPSS) نظراً لسهولة التعامل مع البيانات في هذا البرنامج إضافة إلى إمكانية نقل البيانات بسهولة إلى نسخ وأشكال أخرى لبرامج أخرى.

المعالجات الإحصائية:

للإجابة عن أسئلة الدراسة تم استخدام عدد من المعالجات الإحصائية وفق مجموعة من الإجراءات تم إتباعها وهي:

أولا: المواصفات الإحصائية لنماذج الاختبار المختلفة في طريقة تصفية مموهاتها حسب النظرية الكلاسيكية في القياس.

تم التعرف على المواصفات الإحصائية المتحققة لنماذج الاختبار المختلفة وفق النظرية الكلاسيكية في القياس من خلال دراسة مايلي:

1- دراسة الخصائص السيكومترية:

تم تقدير معاملات الصعوبة والتمييز لفقرات النماذج المختلفة للاختبار حسب النظرية الكلاسيكية، بتحليل استجابات أفراد النموذجين باستخدام البرمجية الاحصائية SPSS، فقد تم تقدير معامل الصعوبة لكل فقرة، وذلك بإيجاد نسبة من أجاب على الفقرة إجابة صحيحة من بين الإجابات الكلية عليها، وتم تقدير معامل التمييز للفقرات (معامل الارتباط الثنائي بين الفقرة والاختبار ككل) لكل نموذج.

تمت مطابقة فقرات النماذج المختلفة للاختبار وفق النظرية الكلاسيكية في القياس، كما تم إيجاد المتوسطات الحسابية لعلامات الأفراد والمتوسطات الحسابية لكل من معاملي الصعوبة والتمييز لكل نموذج بعد المطابقة الكلاسيكية.

2- مؤشرات الثبات:

تم حساب معامل الثبات للنماذج المختلفة بواسطة معادلة كودر ريتشاردسون(20) والتي تعتبر مؤشرا على ثبات الاتساق الداخلي للاختبار، وكذلك تم حساب الخطأ المعياري للقياس لجميع النماذج من خلال المعادلة التالية:

$$\sigma_e = \sigma_x\sqrt{1 - r_{xx}}$$

حيث:

σ_e: خطأ القياس

σ_x: الانحراف المعياري لدرجات الأفراد على الاختبار x.

r_{xx} : معامل الثبات للاختبار x.

والذي يمكن استخدامه كدليل آخر على ثبات النماذج المختلفة للاختبار.

3- تحليل التباين الأحادي:

تم تحليل البيانات باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن مدى الفروق في المتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة والتمييز والمتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين للمجموعات المختلفة وعلى النماذج المختلفة، وذلك لضمان إجراء المعادلة ضمن النظرية الكلاسيكية والحديثة في القياس.

ثانيا: معادلة درجات الاختبار.

1- **معادلة الرتب المئينية المتساوية:** لإجراء عملية معادلة الرتب المئينية المتساوية تم إيجاد العلامات الملاحظة التي تناظر المئينات من 1 الى 99 وتعتبر العلامات متعادلة إذا كانت لها الرتبة المئينية نفسها، وتم رسم المنحنيات التكرارية للعلامات الملاحظة المتعادلة للنماذج المختلفة للاختبار على المستوى الديكارتي نفسه، وللتحقق من معايير الفاعلية لدقة

المعادلة المئينية للنماذج المختلفة وفاعليتها، تم حساب الخطأ المعياري للمعادلة المئينية عند كل علامة معادلة وفق المعادلة رقم (15)، وبعدها تم تحليل بيانات الخطأ المعياري للمعادلة المئينية للعلامات باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق في المتوسطات الحسابية للخطأ المعياري للمعادلة للمجموعات المختلفة وللنماذج المختلفة، وتم كذلك حساب قيمة معامل الصدق التقاطعي من خلال المعادلة رقم (17)، كمعيار إضافي للحكم على دقة وفاعلية المعادلة.

2- **المعادلة الخطية:** لإجراءات المعادلة الخطية تم تحويل العلامات خطياً من علامات ملاحظة إلى علامات معيارية زائية متساوية لنماذج الاختبار المختلفة، هذا يعني حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل نموذج من نماذج الاختبار، وتطبيق المعادلة الخاصة بذلك، لتحويل العلامة على كل من نماذج التصفية التجريبية والتصفية بالتحكيم والتصفية المنطقية، إلى ما يناظرها على تدريج علامات اختبار نموذج التصفية العشوائية، ولتحقق من معايير الفاعلية لدقة المعادلة الخطية للنماذج المختلفة وفاعليتها، تم حساب الخطأ المعياري للمعادلة الخطية لكل نموذج عند كل علامة تمت معادلتها بنفس الإجراءات التي استخدمت في المعادلة المئينية سالفة الذكر، وكذللك تم استخدام تحليل التباين للكشف عن الفروق في المتوسطات الحسابية للخطأ المعياري للمعادلة الخطية للمجموعات المختلفة وللنماذج المختلفة، وكذلك استخدم معامل الصدق التقاطعي كمعيار إضافي للحكم على دقة وفاعلية المعادلة.

3- **المعادلة وفقاً لنموذج أحادي المعلم (نموذج راش):** تمت عملية المعادلة وفق نموذج راش من خلال مجموعة من الإجراءات وهي:

1- تم فحص مطابقة الأفراد والفقرات للنموذج أحادي المعلم باستخدام البرنامج الإحصائي (Bilog-MG3) لتحليل البيانات لنماذج الاختبار الأربعة، وذلك عن طريق حساب تقديرات الأرجحية العظمى Maximum Likelihood Estimation (ML)، حيث تضمنت عملية التحليل إيجاد تقديرات قدرات الأفراد وحساب الخطأ المعياري لتقديرات قدرات الأفراد لكل نموذج على حدا، وإيجاد تقديرات معلمة الصعوبة والخطأ المعياري لتقديرات معلمة الصعوبة، بالاعتماد على النظرية الحديثة في القياس حسب النموذج أحادي المعلم.

2- بعد استبعاد الأفراد والفقرات الغير مطابقة للنموذج أحادي المعلم، تم التحقق من افتراض أحادية البعد من خلال فحص أحادية البعد للبيانات الناتجة من تطبيق النماذج المختلفة للاختبار باستخدام برنامج (SPSS) حيث أُجري التحليل بطريقة المكونات الأساسية (Principal Component Analysis) وقد استخدمت ثلاث مؤشرات للحكم على أحادية البعد وهي:

أ- ملاحظة نسبة ما يفسره العامل الأول من التباين الكلي. (أكبر من (20))

ب- ملاحظة نسبة قيمة الجذر الكامن (Eigen Value) للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني. (أكبر من (2))

ج- ملاحظة التباين المفسر التراكمي بعد استخلاص مجموع مربعات التشبعات. (أكبر من(54)).

وبعدها تم التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي والذي اعتبره الباحث شرط متحقق من خلال التحقق من أحادية البعد وهو ما أكده كل من هامبلتون وسواميناثان (Swaminathan, Hambleton & 1985)، إذ تم اعتبار أن افتراض الاستقلالية يكافئ افتراض أحادية البعد.

3- تمت معادلة تقديرات قدرات الأفراد للنماذج المختلفة باستخدام الرتب المئينية، وتعتبر القدرات متعادلة إذا كانت لها الرتبة المئينية نفسها، كما تم إيجاد الكفاءة النسبية للاختبارات عند مستويات القدرة المتعادلة من خلال حساب دالة معلومات الاختبار عند كل مستوى قدرة لكل من النماذج الأربعة، وقسمة دالة المعلومات لكل من نماذج التصفية التجريبية والتحكيم والمنطقية على دالة معلومات نموذج التصفية العشوائية، وللتحقق من معايير الفاعلية لدقة المعادلة المئينية للقدرات لنماذج المختلفة وفاعليتها، تم حساب الخطأ المعياري للمعادلة المئينية للقدرات لكل نموذج عند كل قدرة تمت معادلتها بنفس الإجراءات التي استخدمت في طريقتي المعادلة سالفتي الذكر، وكذلك تم استخدام تحليل التباين للكشف عن الفروق في المتوسطات الحسابية للخطأ المعياري للمعادلة المئينية للقدرات للمجموعات المختلفة وللنماذج المختلفة، وكذلك استخدم معامل الصدق التقاطعي كمعيار إضافي للحكم على دقة وفاعلية معادلة الرتب المئينية للقدرات.

الفصل الرابع

النتائج ومناقشتها

يتناول هذا الفصل عرضاً للنتائج التي توصلت إليها الدراسة، والتي هدفت إلى معرفة أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة الاختبار، ولتحقيق هذا الهدف تم الحصول على البيانات اللازمة ومعالجتها بالحاسوب باستخدام البرمجيات (Excel, SPSS, Bilog) وتحليل البيانات ومن ثم استخراج النتائج، وفيما يلي عرضاً لهذه النتائج.

أولا: المواصفات الإحصائية المتحققة لنماذج الاختبار المختلفة في طريقة تصفية مموهاتها حسب النظرية الكلاسيكية في القياس.

لمعرفة الإحصائيات المتحققة لنماذج الاختبار حسب النظرية الكلاسيكية في القياس، تم تحليل البيانات والبالغ عددها(220) استجابة لكل نموذج، ثم حساب معاملات الصعوبة والتمييز لفقرات الاختبار لكل نموذج، بعد ذلك تمت مطابقة الفقرات وفق النظرية الكلاسيكية في القياس وحذف الفقرات غير المطابقة. كما تم إيجاد المتوسطات الحسابية والانحراف المعياري لدرجات المفحوصين ولمعاملات معلمتي الصعوبة والتمييز، وفيما يلي عرضاً للنتائج التي تم التوصل إليها في الدراسة.

يبين الجدول (5) النتائج المتعلقة بمعاملات الصعوبة والتمييز والمتوسطات الحسابية لكل من معلمتي الصعوبة والتمييز وفق النظرية الكلاسيكية في القياس لكل نموذج من نماذج الاختبار المكونة بطرق تصفية المموهات:

الجدول(5)

معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز للنماذج المكونة بطرق تصفية المموهات

رقم الفقرة	**نموذج تصفية المموهات**							
	العشوائي		**التجريبي**		**التحكيم**		**المنطقي**	
	الصعوبة	**التمييز**	**الصعوبة**	**التمييز**	**الصعوبة**	**التمييز**	**الصعوبة**	**التمييز**
1	0.60	0.34	0.70	0.46	0.75	0.39	0.71	0.52
2	0.72	0.35	0.76	0.43	**0.85**	0.43	**0.84**	0.38
3	0.35	**0.14**	0.64	0.48	0.39	0.39	0.47	0.42
4	0.34	0.27	0.50	0.39	0.44	0.37	0.38	0.43
5	0.61	0.43	0.67	0.38	0.70	0.50	0.65	0.33
6	0.60	0.38	0.74	0.43	0.71	0.35	0.68	0.40
7	0.61	0.40	0.75	0.23	0.72	0.32	0.75	0.28
8	0.63	0.44	0.76	0.39	0.79	0.45	0.64	0.35
9	0.61	0.40	0.80	0.51	0.60	0.30	0.76	0.31
10	0.36	**0.14**	0.50	0.38	0.55	0.28	0.63	0.36
11	0.61	0.50	0.69	0.53	0.67	0.47	0.68	0.44
12	0.76	0.37	**0.86**	0.45	**0.87**	0.38	**0.86**	0.43
13	0.66	0.51	0.80	0.55	0.75	0.45	0.76	0.53
14	0.41	**0.16**	0.55	0.48	0.49	0.42	0.49	0.34
15	0.31	**-0.01**	0.62	0.42	0.41	0.27	0.47	0.45
16	0.79	0.43	**0.86**	0.49	**0.86**	0.40	**0.82**	0.41
17	0.41	0.28	0.54	0.47	0.61	0.29	0.56	0.60
18	0.46	0.41	0.62	0.46	0.49	0.29	0.61	0.48
19	0.22	**0.19**	0.60	0.54	0.52	0.30	0.25	0.32
20	0.53	**0.19**	0.56	0.33	0.51	0.35	0.58	0.48
21	0.71	0.43	0.79	0.52	**0.81**	0.36	**0.85**	0.40
22	0.43	0.35	0.67	0.45	0.62	0.24	0.72	0.37
23	0.65	0.49	0.78	0.37	0.66	0.32	0.67	0.44
24	0.73	0.52	**0.86**	0.50	0.68	0.37	0.74	0.52
25	0.53	0.48	0.66	0.57	0.64	0.46	0.58	0.66
26	0.35	0.43	0.57	0.52	0.52	0.48	0.54	0.61
27	0.43	0.48	0.37	0.40	0.48	0.37	0.46	0.52
28	0.58	0.43	0.71	0.54	**0.82**	0.42	**0.05**	**-0.19**
29	0.67	0.48	0.75	0.52	0.61	0.40	0.70	0.45
30	0.21	**-0.25**	0.20	**-0.29**	**0.11**	**-0.03**	**0.15**	**-0.29**
31	0.48	0.28	0.67	0.51	0.71	0.32	0.56	0.36
32	0.71	0.39	**0.85**	0.56	**0.85**	0.30	0.58	**0.19**
33	**0.83**	**0.08**	**0.85**	0.27	**0.90**	**0.18**	**0.86**	0.27
34	0.46	0.37	0.61	0.54	0.62	0.29	0.47	0.43
المتوسط	0.54	0.33	0.67	0.43	0.64	0.35	0.60	0.38

من خلال هذه المعاملات الواردة في الجدول، وبناءً على المعايير المشار إليها في المقدمة فقد تم في النموذج العشوائي حذف الفقرات ذات الأرقام (3,10,14,15,19,20,30,33) بسبب انخفاض القدرة التمييزية لهذه الفقرات، أما النموذج التجريبي فقد تم حذف الفقرات

(12,16,24,32,33) بسبب انخفاض معامل الصعوبة لهذه الفقرات وحذف الفقرة رقم (30) بسبب انخفاض القدرة التميزية لهذه الفقرة. وبالنسبة لنموذج التصفية بالتحكيم فقد تم حذف الفقرات ذات الأرقام (2,12,16,21,28,32) بسبب انخفاض معامل الصعوبة لهذه الفقرات وحذف الفقرتين (30,33) بسبب انخفاض القدرة التمييزية، أما النموذج المنطقي فقد حذفت منه الفقرات ذات الأرقام (2,12,16,21,33) بسبب انخفاض معامل الصعوبة لهذه الفقرات وتم حذف الفقرات ذات الأرقام (28,30,32) بسبب انخفاض القدرة التمييزية لها. والجدول (6) يبين معاملات الصعوبة والتمييز والمتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة والتمييز بعد حذف الفقرات غير المطابقة وفق النظرية الكلاسيكية ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول(6)

معاملات الصعوبة والتمييز لنماذج تصفية المموهات بعد حذف الفقرات

رقم الفقرة	نموذج تصفية المموهات							
	العشوائي		التجريبي		التحكيم		المنطقي	
	الصعوبة	التمييز	الصعوبة	التمييز	الصعوبة	التمييز	الصعوبة	التمييز
1	0.60	0.36	0.70	0.45	0.75	0.37	0.71	0.51
2	0.72	0.40	0.76	0.44				
3			0.64	0.49	0.39	0.42	0.47	0.41
4	0.34	0.25	0.50	0.40	0.44	0.38	0.38	0.44
5	0.61	0.44	0.67	0.37	0.70	0.47	0.65	0.32
6	0.60	0.40	0.74	0.44	0.71	0.36	0.68	0.40
7	0.64	0.38	0.75	0.21	0.72	0.31	0.75	0.26
8	0.63	0.42	0.76	0.39	0.79	0.45	0.64	0.38
9	0.64	0.43	0.80	0.47	0.60	0.27	0.76	0.30
10			0.50	0.39	0.55	0.31	0.63	0.37
11	0.61	0.51	0.69	0.54	0.67	0.46	0.68	0.44
12	0.76	0.35						
13	0.66	0.50	0.80	0.55	0.75	0.42	0.76	0.50
14			0.55	0.49	0.49	0.43	0.49	0.36
15			0.62	0.44	0.41	0.29	0.47	0.48
16	0.79	0.44						
17	0.41	0.27	0.54	0.50	0.61	0.29	0.56	0.59
18	0.46	0.37	0.62	0.46	0.49	0.29	0.61	0.47
19			0.60	0.55	0.52	0.29	0.25	0.31
20			0.56	0.33	0.51	0.35	0.58	0.47
21	0.71	0.46	0.79	0.49				
22	0.43	0.34	0.67	0.46	0.62	0.25	0.72	0.36
23	0.65	0.52	0.78	0.35	0.66	0.31	0.67	0.43
24	0.73	0.56			0.68	0.36	0.74	0.50
25	0.53	0.49	0.66	0.54	0.64	0.46	0.58	0.65
26	0.35	0.44	0.57	0.53	0.52	0.47	0.54	0.62
27	0.43	0.46	0.37	0.42	0.48	0.36	0.46	0.54
28	0.58	0.45	0.71	0.53				
29	0.66	0.53	0.75	0.50	0.61	0.36	0.70	0.46
31	0.48	0.31	0.67	0.50	0.71	0.30	0.56	0.33
32	0.71	0.40						
34	0.46	0.38	0.61	0.55	0.62	0.29	0.47	0.47
المتوسط	0.58	0.42	0.66	0.46	0.60	0.36	0.60	0.44

من خلال الاطلاع على المعلومات الواردة في الجدول (6)، يتضح أن قيم معاملات الصعوبة والتمييز للفقرات لكل نموذج بعد حذف الفقرات غير المطابقة أصبحت فقرات مناسبة لأغراض الدراسة الحالية.

ويبين الجدول (7) عدد الفقرات قبل وبعد حذف الفقرات غير المطابقة وفق النظرية الكلاسيكية في القياس ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول(7)

عدد الفقرات قبل وبعد حذف الفقرات لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات	قبل الحذف عدد الفقرات	بعد الحذف عدد الفقرات
العشوائي	34	26
التجريبي	34	28
التحكيم	34	26
المنطقي	34	26

يلاحظ من خلال الجدول عدد الفقرات للصور النهائية لنماذج تصفية المموهات بعد حذف الفقرات غير المطابقة.

ويحتوي الجدول (8) عرضاً تفصيلياً لملخص الإحصائيات الوصفية لنماذج الاختبار المكونة بطرق تصفية المموهات:

الجدول(8)

ملخص الإحصائيات الوصفية للعلامات على نماذج تصفية المموهات

العلامة الملاحظة	نموذج تصفية المموهات			
	العشوائي	التجريبي	التحكيم	المنطقي
المتوسط الحسابي	15.177	18.327	15.600	15.491
الانحراف المعياري	5.97	6.63	5.38	6.17
الإلتواء	-0.25	-0.36	-0.05	0.10

- عدد الفقرات لكل من نماذج التصفية العشوائي، التحكيم، المنطقي (26) فقرة.
- عدد الفقرات لنموذج التصفية التجريبية (28) فقرة.

وفيما يتعلق بمعامل الثبات فقد تم استخراج معامل ثبات الاتساق الداخلي للنماذج المختلفة المكونة بطرق تصفية المموهات، وذلك بحساب معامل الاتساق الداخلي بواسطة معادلة كودر

ريتشاردسون (20)، وكذلك تم حساب الخطأ المعياري للقياس ولجميع نماذج تصفية المموهات بعد حذف الفقرات غير المطابقة، والجدول (9) يبين معاملات الثبات والخطأ المعياري للقياس لنماذج تصفية المموهات:

الجدول (9)

معاملات الثبات والخطأ المعياري للقياس والانحراف المعياري لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات	KR-20	الانحراف المعياري	الخطأ المعياري للقياس لنماذج تصفية المموهات	عدد الفقرات
العشوائي	0.87	5.97	2.1782	26
التجريبي	0.89	6.63	2.1564	28
التحكيم	0.83	5.38	2.2426	26
المنطقي	0.88	6.17	2.1422	26

يتضح من خلال الجدول (9) أن الاختبارات المكونه بطرق تصفية المموهات تتمتع بدرجة مقبولة من الثبات، ويتضح كذلك أن جميع القيم للخطأ المعياري للقياس كانت متدنية للنماذج المختلفة، مما يقدم مؤشراً على أن هناك اتساقاً في قياس الفقرات لقدرة معرفية واحدة على مستوى كل نموذج (Crocker & Algina, 1986)، مما يحقق شروط المعادلة لها.

وللكشف عن الفروق في معاملات الثبات بين النماذج المختلفة في طريقة تصفية المموهات تم استخدام الإحصائي (M) حيث تم حساب قيمة (M) من خلال المعادلة رقم (18) والجدول التالي يبين نتائج الإحصائي (M) لفحص الفروق بين معاملات الثبات لنماذج تصفية المموهات (حيث تمثل القيمة بين [ ] القيمة الحرجة):

الجدول(10)

نتائج الإحصائي (M) لفحص الاختلاف في معاملات الثبات لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات	KR-20	حجم العينة	عدد الفقرات	قيمة الإحصائي M
العشوائي	0.87	220	26	**13.47**
التجريبي	0.89	220	28	[7.81]
التحكيم	0.83	220	26	
المنطقي	0.88	200	26	

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملات الثبات لنماذج تصفية المموهات تُعزى لطريقة تصفية المموهات، حيث كانت قيمة (M) المحسوبة(13.47) وهي أكبر من القيمة الحرجة لتوزيع كاي تربيع والتي بلغت (7.81) عند مستوى الدلالة (α=0.05).

وللكشف عن هذه الفروق تم إجراء مقارنات ثنائية بين معاملات ثبات كل نموذجين من نماذج تصفية المموهات على حدا، وذلك بحساب قيمة (M) لكل نموذجين من نماذج تصفية المموهات ومقارنتها بالقيمة الحرجة، وقد أظهرت هذه المقارنات فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملي الثبات لنموذج التصفية التجريبية والتصفية بالتحكيم يُعزى لطريقة تصفية المموهات ولصالح نموذج التصفية التجريبية، وفروق ذات دلالة إحصائية بين نموذج التصفية المنطقية ونموذج التصفية بالتحكيم ولصالح نموذج التصفية المنطقية عند مستوى الدلالة (α=0.05).

وقد إتفقت هذه النتيجة مع ما توصلت إليه دراسة أبو جراد (1997) والتي أظهرت وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملات الثبات تُعزى لطريقة تصفية المموهات. كما وتتعارض مع دراسة سيزيك واودي (Cizek & O'day, 1994) ودراسة ظاظا(2000) ودراسة عيلبوني (2007) والتي أظهرت بعدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين معاملات الثبات تُعزى لطريقة تصفية المموهات.

ولإجراءات الكشف عن مدى الفروق في المتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين على النماذج المختلفة تم تحويل العلامات الملاحظة للمفحوصين إلى علامات مئوية، أي تحويل العلامة الملاحظة لكل مفحوص إلى نسبة مئوية، وذلك لتوحيد المسطرة للعلامات الملاحظة للمفحوصين للنماذج المختلفة، والسبب في هذا التحويل اختلاف عدد الفقرات لكل نموذج، وبعد تحويل العلامات الملاحظة إلى علامات مئوية تم حساب المتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين المئوية والجدول (11) يبين المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للعلامات المئوية للمفحوصين ولنماذج المختلفة:

الجدول (11)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للعلامات المئوية للمفحوصين

علامة الطلبة المئوية على نموذج تصفية المموهات	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
العشوائي	220	58.374	22.97
التجريبي	220	65.455	23.69
التحكيم	220	60.000	20.69
المنطقي	220	59.580	23.73

وبعد تحويل علامات المفحوصين إلى علامات مئوية وحساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لهذه العلامات، تم تحليل هذه البيانات باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن مدى الفروق في المتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين على نماذج الاختبار المكونة بطرق تصفية المموهات، وذلك لمعرفة تأثير الطريقة التي تم بها تصفية المموهات على علامات المفحوصين، وكذلك لضمان إجراء خطوات المعادلة ضمن النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس. والجدول الآتي يبين عرضاً لنتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين على نماذج تصفية المموهات:

الجدول (12)

تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين على نماذج تصفية المموهات

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	6526.543	3	2175.514	**4.184**	0.006
داخل الأفراد	455489.819	866.333*	519.966		
الكلي	462016.362	879			

*وفقاً لطريقة Brown-Forsythe

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لعلامات المفحوصين لنماذج الاختبار المختلفة المكونة بطرق تصفية المموهات عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) تُعزى لطريقة تصفية المموهات، وهذا يُظهر أن الطريقة التي تم بها تصفية المموهات قد أثرت بشكل جوهري على علامات المفحوصين، وهذا يُؤكد على ضرورة معادلة علامات المفحوصين على نماذج الاختبار التي تم تصفية مموهاتها بطرق مختلفة.

ويحتوي الجدول (13) على المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعاملات الصعوبة لنماذج تصفية المموهات:

الجدول (13)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعاملات الصعوبة

نموذج تصفية المموهات	عدد الفقرات	متوسط معامل الصعوبة	الانحراف المعياري
العشوائي	26	0.584	0.13
التجريبي	28	0.655	0.11
التحكيم	26	0.600	0.11
المنطقي	26	0.596	0.13

وقد تم تحليل البيانات في جدول (13) باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن مدى الفروق في المتوسطات الحسابية لمعامل الصعوبة للنماذج المختلفة. والجدول الآتي يبين عرضاً لنتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية لمعامل الصعوبة بين النماذج المختلفة:

الجدول (14)

تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة لنماذج تصفية المموهات

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	0.081	3	0.027	1.914	0.132
داخل الأفراد	1.444	102	0.014		
الكلي	1.525	105			

يلاحظ من خلال الجدول أنه لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات معاملات الصعوبة للنماذج المختلفة عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) تُعزى لطريقة تصفية المموهات، ومرد ذلك أن عدد الفقرات الداخلة في تحليل متوسطات معاملات الصعوبة للفقرات كانت قليلة فلم تُظهر اختلاف واضح على مستوى صعوبة الفقرات بين النماذج، إذا ما قورنت بعدد عينة الأفراد الداخلة في تحليل متوسطات العلامات الملاحظة للأفراد والتي أظهرت اختلافاً واضحاً بين متوسطات العلامات الملاحظة للأفراد. وقد اتفقت هذه النتيجة مع ما توصل اليه كل من سيزيك واودي (Cizek & O'day, 1994) ودراسة ظاظا (2000) ودراسة عيلبوني (2007) والتي أشار كل منهما إلى عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين متوسطات معاملات الصعوبة تُعزى لطريقة تصفية المموهات. وتعارضت هذه النتيجة مع نتيجة أبوجراد (1997) والتي أظهرت وجود فروق بين متوسطات الصعوبة تُعزى لطريقة تصفية المموهات.

الجدول (15) يتضمن المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعاملات التمييز لنماذج تصفية المموهات:

الجدول (15)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعاملات التمييز لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات	عدد الفقرات	متوسط معامل التميز	الانحراف المعياري
العشوائي	26	0.417	0.08
التجريبي	28	0.456	0.08
التحكيم	26	0.358	0.07
المنطقي	26	0.437	0.10

كما تم استخدام أسلوب تحليل التباين الأحادي للكشف عن مدى الفروق بين المتوسطات الحسابية لمعاملات التمييز، للبيانات في الجدول السابق، والجدول الآتي يبين نتائج تحليل التباين الأحادي للتمييز لجميع نماذج تصفية المموهات:

الجدول (16)

تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لمعاملات التمييز لنماذج تصفية المموهات

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	0.143	3	0.048	**7.129**	0.000
داخل الأفراد	0.683	102	0.007		
الكلي	0.826	105			

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لمعاملات التمييز للنماذج المختلفة عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) تُعزى لطريقة تصفية المموهات، وهذه النتيجة تتفق مع نتيجة ظاظا (2000)، والتي أظهرت وجود فروق دالة إحصائياً بين متوسطات معاملات التمييز تُعزى لطريقة تصفية المموهات، بينما تتعارض هذه النتيجة مع ما جاء في كل من سيزيك واودي (Cizek & O'day, 1994)، وأبوجراد (1997) وعيلبوني (2007)، حيث لم تُظهر نتائجهم أية فروق دالة إحصائياً بين متوسطات معاملات التمييز تُعزى لطريقة تصفية المموهات، وهذا مؤشر إضافي على ضرورة معادلة علامات المفحوصين على نماذج الاختبار التي تم تصفية مموهاتها بطرق مختلفة.

من خلال الاطلاع على الإحصائيات المتحققة حسب النظرية الكلاسيكية في القياس، يتضح أن الطريقة التي تم بها تصفية المموهات قد أثرت بشكل واضح على علامات المفحوصين، وعلى بعض خصائص الفقرات لنماذج الاختبار المكونة بطرق تصفية المموهات، مما قد يؤثر في عدالة هذه النماذج من الاختبارات المختلفة بطريقة تصفية مموهاتها، وخاصة أنها تعد ضمن صور مختلفة للاختبار نفسه. وهذا يقودنا إلى التأكيد على ضرورة إجراء المعادلة لعلامات نماذج الاختبار المختلفة بطريقة تصفية مموهاتها.

ثانيا: معادلة الاختبارات

ونظراً لما تم التوصل إليه من نتائج في تأثير طريقة تصفية المموهات على علامات الأفراد وبعض خصائص الفقرات والاختبار من خلال نتائج تحليل التباين الأحادي التي أظهرت وجود فروق دالة إحصائياً بين المتوسطات الحسابية لعلامات الأفراد وبعض خصائص الفقرات، كان من الضروري إجراء المعادلة لعلامات الأفراد على نماذج تصفية المموهات لتعديل هذه الفروق بين العلامات على النماذج المختلفة، وقد استخدمت في هذه الدراسة طرق المعادلة التالية:

1- المعادلة باستخدام الرتب المئينية.

تعتبر معادلة العلامات باستخدام الرتب المئينية المتساوية طريقة من طرق المعادلة القائمة على النظرية الكلاسيكية في القياس، والتي تقوم على إيجاد العلامات الملاحظة التي تناظر المئينات من 1 إلى 99 وتعتبر العلامات متعادلة إذا كانت لها الرتبة المئينية نفسها.

ولإجراءات المعادلة المئينية تم إيجاد العلامات الملاحظة التي تناظر الرتب المئينية وتعتبر العلامات متعادلة إذا كانت لها الرتبة المئينية نفسها، والجدول (17) يوضح العلامات الملاحظة المتعادلة لنماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية من 1 إلى 99 :

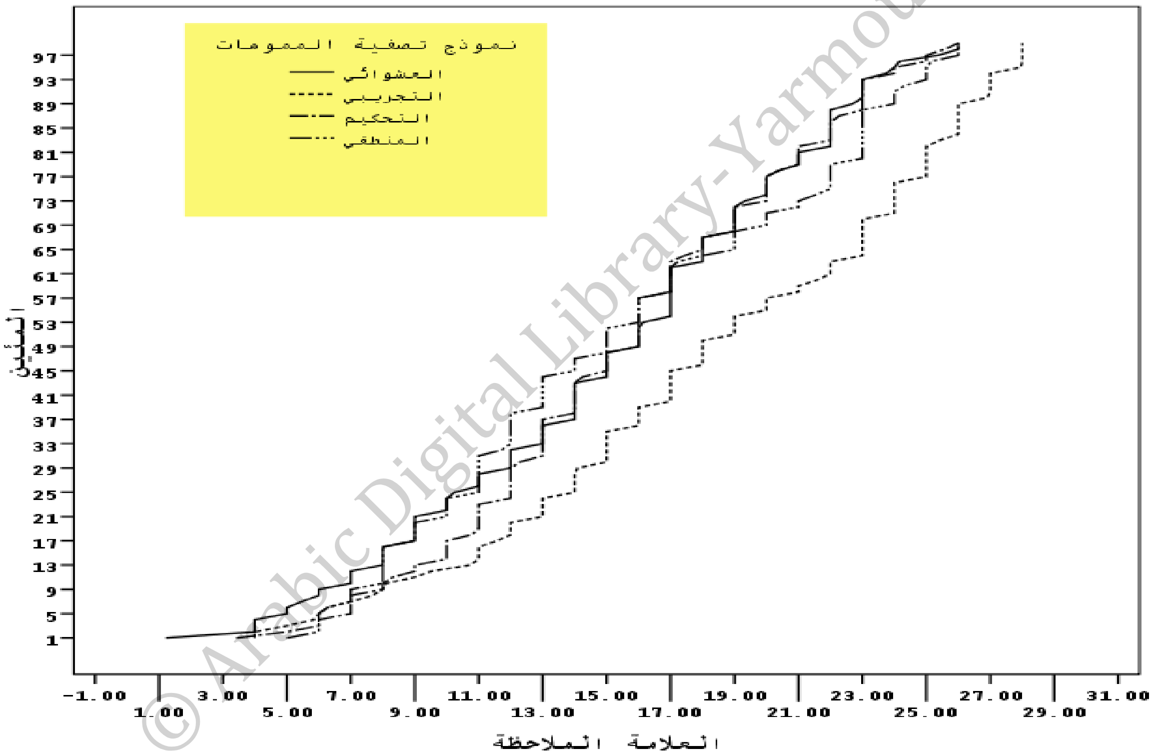
الجدول (17)

العلامات الملاحظة المتعادلة على نماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية

المئين	العلامة الخام (للعشوائي)	نموذج تصفية المموهات			المئين	العلامة الخام (للعشوائي)	نموذج تصفية المموهات		
		التجريبي	التحكيم	المنطقي			التجريبي	التحكيم	المنطقي
1	1	4.0	3.4	5.0	**51**	16	19.0	16.0	15.0
2	4	4.0	5.0	6.0	**52**	16	19.0	16.0	15.0
3	4	5.0	6.0	6.0	**53**	16	19.0	16.0	16.0
4	4	5.8	6.0	6.0	**54**	17	19.0	16.0	16.0
5	5	6.0	7.0	6.0	**55**	17	20.0	16.0	16.0
6	5	6.3	7.0	6.3	**56**	17	20.0	16.0	16.0
7	5	7.0	7.0	7.0	**57**	17	20.0	16.0	16.0
8	6	7.7	7.0	7.0	**58**	17	21.0	17.0	17.0
9	6	8.0	8.0	7.0	**59**	17	21.0	17.0	17.0
10	7	8.1	8.0	8.0	**60**	17	21.6	17.0	17.0
11	7	9.0	8.3	8.0	**61**	17	22.0	17.0	17.0
12	7	9.5	9.0	8.0	**62**	17	22.0	17.0	17.0
13	8	10.7	9.0	8.0	**63**	18	22.0	17.0	17.2
14	8	11.0	10.0	8.0	**64**	18	23.0	17.4	18.0
15	8	11.0	10.0	8.0	**65**	18	23.0	18.0	19.0
16	8	11.0	10.0	8.0	**66**	18	23.0	18.0	19.0
17	9	11.6	10.0	9.0	**67**	18	23.0	18.0	19.0
18	9	12.0	10.8	9.0	**68**	19	23.0	19.0	19.0
19	9	12.0	11.0	9.0	**69**	19	23.0	19.0	20.0
20	9	12.0	11.0	9.0	**70**	19	23.0	19.0	20.0
21	9	13.0	11.0	10.0	**71**	19	24.0	19.0	20.0
22	10	13.0	11.0	10.0	**72**	19	24.0	19.0	21.0
23	10	13.0	11.0	10.0	**73**	19	24.0	20.0	21.0
24	10	13.0	12.0	10.0	**74**	20	24.0	20.0	21.5
25	10	14.0	12.0	11.0	**75**	20	24.0	20.0	22.0
26	11	14.0	12.0	11.0	**76**	20	24.0	20.0	22.0
27	11	14.0	12.0	11.0	**77**	20	25.0	20.0	22.0
28	11	14.0	12.0	11.0	**78**	20	25.0	20.4	22.0
29	12	14.1	12.0	11.0	**79**	21	25.0	21.0	22.0
30	12	15.0	12.3	11.0	**80**	21	25.0	21.0	23.0
31	12	15.0	13.0	11.0	**81**	21	25.0	21.0	23.0
32	12	15.0	13.0	11.7	**82**	22	25.0	21.0	23.0
33	13	15.0	13.0	12.0	**83**	22	25.4	22.0	23.0
34	13	15.0	13.0	12.0	**84**	22	26.0	22.0	23.0
35	13	15.0	13.0	12.0	**85**	22	26.0	22.0	23.0
36	13	16.0	13.0	12.0	**86**	22	26.0	22.0	23.0
37	14	16.0	13.0	12.0	**87**	22	26.0	22.3	23.0
38	14	16.0	14.0	12.0	**88**	22	26.0	23.0	23.0
39	14	16.0	14.0	13.0	**89**	23	26.0	23.0	24.0
40	14	17.0	14.0	13.0	**90**	23	26.9	23.0	24.0
41	14	17.0	14.0	13.0	**91**	23	27.0	23.0	24.0
42	14	17.0	14.0	13.0	**92**	23	27.0	23.0	24.3
43	14	17.0	14.0	13.0	**93**	23	27.0	23.0	25.0
44	15	17.0	14.2	13.0	**94**	24	27.0	24.0	25.0
45	15	17.0	15.0	14.0	**95**	24	28.0	24.0	25.0
46	15	18.0	15.0	14.0	**96**	24	28.0	25.0	25.2
47	15	18.0	15.0	14.0	**97**	25	28.0	25.0	26.0
48	15	18.0	15.0	15.0	**98**	26	28.0	25.6	26.0
49	16	18.0	16.0	15.0	**99**	26	28.0	26.0	26.0
50	16	18.0	16.0	15.0					

يتضح من خلال الجدول أن المئين 33 يقابل علامة مقدارها 13 على النموذج العشوائي، وعلامة مقدارها 15 على النموذج التجريبي، في حين يقابل علامة مقدارها 13 على نموذج التصفية بالتحكيم، وعلامة مقدارها 12 على النموذج المنطقي.

وقد رسمت المنحنيات التكرارية للعلامات الملاحظة المتعادلة مقابل الرتب المئينية على المستوى الديكارتي نفسه، ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات.

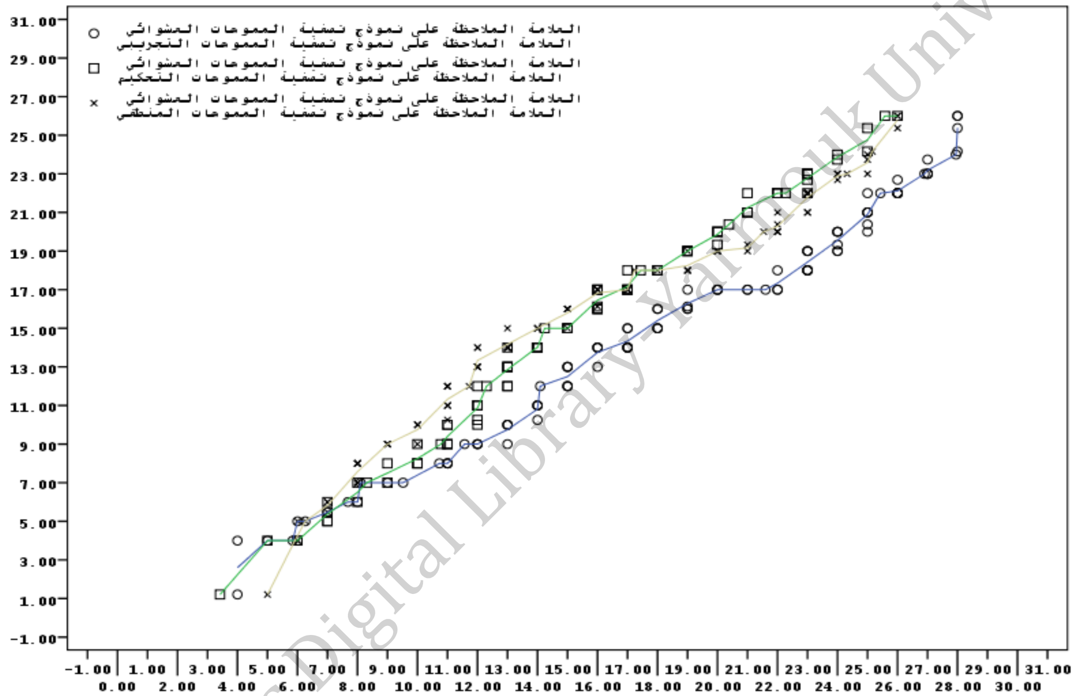


الشكل (1): العلامات الملاحظة المتعادلة لنماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية

يلاحظ من خلال الشكل أن المنحنيات لنماذج تصفية المموهات العشوائي والتحكيم والمنطقي كانت متقاربة فيما بينها عند الرتب المئينية، وأن منحنى النموذج التجريبي كان ينفرد قليلا عن باقي المنحنيات والسبب في ذلك أن تكرار العلامات على هذا النموذج كانت تمثل منحنى ملتوٍ نحو اليسار أكثر من غيره من النماذج وخصوصاً عند العلامات الملاحظة المرتفعة والسبب

الآخر اختلاف عدد الفقرات للنموذج التجريبي عن باقي النماذج إذ يحتوي النموذج التجريبي على 28 فقرة بينما يحتوي كل نموذج من النماذج الأخرى على 26 فقرة.

كما تم رسم المنحنى الممهد (Smooth Curve) للعلامات الملاحظة لنماذج تصفية المموهات مقابل العلامات الملاحظة لنموذج التصفية العشوائية، والشكل(2) يوضح هذا المنحنى:



الشكل(2): المنحنى الممهد للعلامات الملاحظة للنماذج المختلفة

يتبين من خلال الشكل أن منحنيات العلامات الملاحظة لنموذج التحكيم والنموذج المنطقي بالنسبة للنموذج العشوائي كانت قريبة من بعضها البعض على طول تدريج العلامات الملاحظة وأنها قريبة من المنحنى الخطي، بينما يبتعد قليلاً المنحنى الخاص بالنموذج التجريبي المرتبط بالنموذج العشوائي، والسبب في ذلك يعود إلى ما تم ذكره خلال مناقشتنا للشكل (1).

وللتحقق من فاعلية ودقة المعادلة لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات وفقاً لطريقة الرتب المئينية باستخدام الخطأ المعياري للمعادلة، تم اختيار عينتين عشوائيتين مستقلتين من نموذج التصفية التجريبية والتحكيم والمنطقية، وبعدها تمت معادلة العلامات الملاحظة لكل نموذج باستخدام الرتب المئينية، وذلك بإيجاد العلامات الملاحظة التي تناظر الرتب المئينية لكل نموذج

على العينتين العشوائيتين، بحيث أصبح لكل علامة ملاحظة من النموذج العشوائي علامتين ملاحظتين على كل من النماذج الأخرى. والجدول الآتي يبين أحجام العينات التي تم اختيارها والمتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للعلامات المتعادلة على العينتين لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (18)

أحجام العينات العشوائية والمتوسط والانحراف المعياري للعلامات المتعادلة لها باستخدام الرتب المئينية

نموذج تصفية المموهات	العينة العشوائية	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
العشوائي	الأصلية	220	15.18	5.97
التجريبي	الأولى	57	19.22	6.73
	الثانية	57	19.05	6.25
التحكيم	الأولى	44	16.63	5.37
	الثانية	49	15.45	5.07
المنطقي	الأولى	41	15.61	6.11
	الثانية	44	14.96	5.89

ويبين الملحق (هـ) العلامات الملاحظة المتعادلة باستخدام الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات على العينتين العشوائيتين الأولى والثانية.

تم تقدير قيمة الخطأ المعياري للمعادلة باستخدام المعادلة رقم (15)، والتي تعطي الخطأ المعياري للمعادلة عند كل علامة تمت معادلتها، والجدول (19) يوضح تقديرات قيم الخطأ المعياري للمعادلة وفقاً لطريقة الرتب المئينية، لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (19)

تقديرات قيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية وفقاً لنموذج تصفية المموهات

المئين	العلامة الملاحظة (للعشوائي)	الخطأ المعياري لمعادلة الرتب المئينية وفقاً لنموذج تصفية المموهات:		
		التجريبي	التحكيم	المنطقي
1	1	0.7071	2.8284	0.0000
2	4	0.5940	2.8284	0.0000
3	4	0.1838	2.1213	0.2546
4	4	0.2263	1.4142	0.3394
5	5	0.6364	1.0607	0.0707
6	5	1.0465	0.7071	0.3677
7	5	1.3718	0.4596	0.5586
8	6	0.9617	0.4243	0.2828
9	6	0.8627	0.0000	0.0354
10	7	1.2728	0.7071	0.2121
11	7	1.4142	1.0607	0.2333
12	7	1.4142	1.1314	0.2828
13	8	1.4142	0.8132	0.6010
14	8	1.4142	0.4950	0.7071
15	8	1.4142	0.5303	0.2828
16	8	1.2162	0.5657	0.1697
17	9	0.8061	0.6010	0.3465
18	9	0.7071	0.6364	0.3960
19	9	0.7071	0.3182	0.6930
20	9	0.7071	0.0000	0.7071
21	9	0.5798	0.0000	0.3889
22	10	0.1697	0.0000	0.0707
23	10	0.0000	0.1061	0.0000
24	10	0.0000	0.1414	0.0566
25	10	0.0000	0.1768	0.3536
26	11	0.0566	0.4950	0.6505
27	11	0.4667	0.7071	0.7071
28	11	0.7071	0.7071	0.7071
29	12	0.7071	0.7071	0.7071
30	12	0.4243	0.7071	0.7071
31	12	0.0141	0.7071	0.7071
32	12	0.7920	0.7071	0.7071
33	13	1.2162	0.7071	0.7071
34	13	0.3960	0.7071	0.4950
35	13	0.0000	0.3536	0.1768
36	13	0.0000	0.1414	0.0849
37	14	0.3253	0.4596	0.3818
38	14	0.7071	0.7071	0.6788
39	14	0.7071	0.7071	0.7071
40	14	0.7071	0.7071	0.7071
41	14	0.7071	1.0253	0.3889
42	14	0.7071	1.3435	0.0707
43	14	0.7071	1.4142	0.0424
44	15	1.0748	1.4142	0.3394
45	15	1.4849	1.2374	0.6364
46	15	1.8950	1.2021	0.7071
47	15	2.1213	1.4142	0.7071
48	15	2.1213	1.4142	0.9334
49	16	2.1213	1.4142	1.4566
50	16	2.1213	1.4142	1.4142
51	16	1.7112	1.0607	0.7778
52	16	1.5274	0.9899	0.7071
53	16	1.9375	1.3081	0.7071
54	17	1.6688	1.4142	0.7071
55	17	0.8485	1.4142	0.7071
56	17	0.7071	1.5556	0.5657
57	17	0.7071	1.8738	0.2475
58	17	0.7071	2.1213	0.2546
59	17	0.7071	2.1213	0.5515
60	17	0.7071	2.1213	0.7071
61	17	0.7071	1.7678	0.3889
62	17	0.7071	1.4142	0.1273
63	18	0.7071	1.4142	0.4031
64	18	0.7071	1.4142	0.6788
65	18	0.7071	1.2374	0.7071
66	18	0.7071	1.2021	0.7071
67	18	0.7071	1.4142	0.7990
68	19	0.3960	1.4142	1.0748
69	19	0.0000	1.4142	1.3506
70	19	0.0000	1.4142	1.0607
71	19	0.0000	1.0607	0.7425
72	19	0.0000	0.7071	0.7071
73	19	0.0000	0.7071	0.7071
74	20	0.0000	0.7071	0.7637
75	20	0.0000	0.7071	1.0607
76	20	0.0000	0.8485	1.2162
77	20	0.0000	0.8132	0.9546
78	20	0.1697	0.7071	0.6364
79	21	0.5798	0.7071	0.4455
80	21	0.7071	0.7071	0.4243
81	21	0.7071	0.3536	0.7071
82	22	0.7071	0.0000	0.7071
83	22	0.6081	0.2475	0.7071
84	22	0.1980	0.5657	0.7071
85	22	0.0000	0.5303	0.7071
86	22	0.0000	0.4950	0.7071
87	22	0.3253	0.7071	0.7071
88	22	0.6788	0.7071	0.7071
89	23	0.2687	0.7778	0.6718
90	23	0.0000	1.4142	0.3536
91	23	0.0000	1.6971	0.1909
92	23	0.2546	1.4142	0.1131
93	23	0.6647	1.4142	0.4525
94	24	0.7071	1.6263	0.3677
95	24	0.6364	1.5910	0.0707
96	24	0.2263	1.4142	0.2263
97	25	0.0000	1.0607	0.5233
98	26	0.0000	0.7071	0.7071
99	26	0.0000	0.7071	0.7071

يتضح من خلال الجدول أن قيمة الخطأ المعياري للمعادلة المئينية بالنسبة للنموذج التجريبي تراوحت بين (0.0000 – 2.1213) بمتوسط حسابي مقداره (0.6680)، ونموذج

التصفية بالتحكيم تراوحت بين (2.8284 – 0.0000) بمتوسط حسابي مقداره (0.9782)، والنموذج المنطقي تراوحت بين (1.4566 – 0.0000) بمتوسط حسابي مقداره (0.5441).

يتضح أن قيم الخطأ المعياري للمعادلة كانت منخفضة عند معظم العلامات المتعادلة لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات، وكان أقلها قيمة عند نموذج تصفية المموهات المنطقي، أي أن دقة وفاعلية المعادلة للنموذج المنطقي كانت الأفضل بين النماذج الأخرى.

ويوضح الجدول التالي الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (20)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة الرتب المئينية

نموذج تصفية المموهات	العدد	المتوسط الحسابي للخطأ المعياري	الانحراف المعياري للخطأ المعياري
التجريبي	99	0.6680	0.57
التحكيم	99	0.9782	0.58
المنطقي	99	0.5441	0.31

تم تحليل البيانات السابقة باستخدام تحليل التباين الأحادي، للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية بين نماذج تصفية المموهات، والجدول التالي يبين عرضاً لنتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية المذكورة في الجدول السابق:

الجدول(21)

تحليل التباين الأحادي لمتوسطات الخطأ المعياري للمعادلة المئينية للنماذج المختلفة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	9.899	2	4.949	**19.364**	0.000
داخل المجموعات	75.144	247.454*	0.256		
الكلي	85.042	296			

*وفقاً لطريقة Brown-Forsythe

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية عند مستوى الدلالة (α=0.05)، تُعزى لطريقة تصفية المموهات. وهذه النتيجة تُظهر مدى تأثر دقة المعادلة المئينية بالطريقة التي تم بها تصفية المموهات. وهذه النتيجة منطقية بسبب تأثر علامات الأفراد وخصائص الفقرات بالطريقة التي تم بها تصفية المموهات والذي تم الإشارة اليه مسبقاً، مما أثر وبشكل واضح على دقة وفاعلية المعادلة لنماذج المختلفة في تصفية مموهاتها.

وللكشف عن هذه الفروق تم إجراء عملية المقارنات البعدية حسب اختبار (Games-Howell)، والجدول الآتي يوضح هذه المقارنات:

الجدول(22)

المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات		المنطقي	التجريبي
Games-Howell	المتوسط الحسابي	0.544	0.668
التجريبي	0.668	0.124	
التحكيم	0.978	**0.434**	**0.310**

يتضح من خلال الجدول أن هناك فروقاً دالة إحصائياً بين متوسطات قيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية تُعزى لاختلاف طريقة تصفية المموهات بين الطريقتين التصفية المنطقية والتصفية بالتحكيم ولصالح التصفية المنطقية (فيما يتعلق بفاعلية المعادلة، حيث القيمة الأقل هي الأكثر فاعلية)، وبين طريقتي التصفية التجريبية والتصفية بالتحكيم ولصالح التصفية التجريبية عند مستوى الدلالة (α=0.05).

وللتحقق من فاعلية المعادلة المئينية لنماذج تصفية المموهات باستخدام معيار الصدق التقاطعي، الذي يشير إلى مدى استقرار النتائج المشتقة من المعادلة في عينتين عشوائيتين مستقلتين، ويتمثل هذا المعيار باستخراج متوسطات مربعات انحرافات العلامات المعادلة المشتقة

من العينة الأولى عن العينة الثانية. من أجل ذلك تم استخدام البيانات نفسها التي تم الحصول عليها من العينتين العشوائيتين المستقلتين عند حساب الخطأ المعياري للمعادلة المئينية، وبعد الحصول على البيانات اللازمة تم تطبيق المعادلة رقم (17)، لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات، والجدول (23) يبين قيم الصدق التقاطعي لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (23)

قيم الصدق التقاطعي لنماذج تصفية المموهات للمعادلة المئينية

نموذج تصفية المموهات	الصدق التقاطعي
التجريبي	0.0551
التحكيم	0.0994
المنطقي	0.0303

يتبين من الجدول (23) أن أصغر قيمة من قيم الصدق التقاطعي كانت عند النموذج المنطقي وكانت تساوي (0.0303)، ويليه النموذج التجريبي بقيمة (0.0551)، ثم النموذج التصفية بالتحكيم حيث كانت قيمته تساوي (0.0994)، هذا يعني أنه عند معادلة العلامات في الاختبار العشوائي وفقاً لطريقة الرتب المئينية إلى ما يعادلها في نموذج تصفية المموهات المنطقي كانت الأكثر دقة وفاعلية من باقي المعادلات للنماذج الأخرى مع النموذج العشوائي، ثم يلي النموذج المنطقي دقة وفاعلية النموذج التجريبي مقابل العشوائي، وآخرها معادلة علامات نموذج التصفية بالتحكيم مقابل النموذج العشوائي إذ كانت الأقل دقة وفاعلية. وهذه النتيجة تتفق مع النتيجة السابقة عندما تم التحقق من دقة المعادلة وفاعليتها باستخدام الخطأ المعياري للمعادلة المئينية، إذ كانت معادلة العلامات في النموذج العشوائي إلى ما يعادلها في النموذج المنطقي الأكثر فاعلية ودقة من المعادلة التي تمت للنماذج الأخرى.

2- المعادلة الخطية.

لإجراء المعادلة الخطية تم تحويل المشاهدات تحويلاً خطياً إلى درجات معيارية زائية ومتساوية في النماذج الأربعة لتصفية المموهات على النحو الآتي:

$$Z_R = Z_E = Z_J = Z_L$$
$$\frac{X_R-\overline{X_R}}{S_R} = \frac{X_E-\overline{X_E}}{S_E} = \frac{X_J-\overline{X_J}}{S_J} = \frac{X_L-\overline{X_L}}{S_L}$$

حيث S_R، S_E، S_J، S_L، تمثل الانحرافات المعيارية لنموذج التصفية العشوائية ونموذج التصفية التجريبية ونموذج التصفية بالتحكيم ونموذج التصفية المنطقية على الترتيب، ويشير الرمز X إلى العلامة الملاحظة على النموذج، والرمز $\overline{X}$ إلى الوسط الحسابي للعلامات الملاحظة لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات، وتشير الأحرف R، E، J، L، إلى رمز نموذج تصفية المموهات.

وقد تم حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري للنماذج الأربعة، ثم تم تطبيق المعادلة السابقة ولكل نموذج على حدا، حيث تم تحويل العلامة الملاحظة من مقياس النموذج التجريبي إلى ما يناظره على مقياس علامات النموذج العشوائي، وتحويل العلامة من مقياس علامات نموذج التصفية بالتحكيم إلى ما يناظره على مقياس علامات النموذج العشوائي، وتحويل العلامة من مقياس النموذج المنطقي إلى ما يناظره على مقياس علامات النموذج العشوائي. وقد تم معادلة علامات نماذج تصفية المموهات بالنسبة إلى علامات النموذج العشوائي وذلك لإعتبارين: الأول هنالك من الدراسات التي بحثت بموضوع تصفية المموهات قد أوصت بناءً على نتائجها استخدام الطريقة العشوائية لتصفية المموهات كدراسة أبو جراد (1997). والثاني إن معظم بانوا الاختبارات يلجؤون إلى إختيار مموهاتهم بشكل عشوائي بالأخص عندما يتم بناء المموهات من إجابات الطلبة.

يوضح الجدول (24) المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للعلامات الملاحظة للنماذج الأربعة، والنسبة بين الانحراف المعياري لعلامات النموذج المعادل إلى الانحراف المعياري للنموذج العشوائي:

الجدول (24)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للعلامات الملاحظة لنماذج تصفية المموهات والنسبة بين الانحرافات المعيارية

نموذج تصفية المموهات	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الانحراف المعياري للمجموعات المعادلة على الانحراف المعياري للمجموعة المرجعية
العشوائي	15.1773	5.97	
التجريبي	18.3273	6.63	1.1107
التحكيم	15.6000	5.38	0.9008
المنطقي	15.4909	6.17	1.0332

من خلال الجدول السابق تم تكوين المعادلات الخاصة الخاصة بالتحويل الخطي للنماذج المختلفة وهي:

$$X_E = 1.1107\ (X_R - 15.1773) + 18.3273$$
$$X_J = 0.9008\ (X_R - 15.1773) + 15.6000$$
$$X_L = 1.0332\ (X_R - 15.1773) + 15.4909$$

تمت معادلة العلامات الملاحظة لكل نموذج من خلال تطبيق المعادلات السابقة، ويحتوي الجدول (25) على العلامات المتعادلة للنماذج المختلفة باستخدام المعادلة الخطية وفقاً للنظرية الكلاسيكية:

الجدول (25)

العلامات الملاحظة المتعادلة خطياً لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات العشوائي	العلامة المعادلة لنموذج تصفية المموهات		
العلامة الملاحظة (للعشوائي)	التجريبي	المنطقي	التحكيم
1	2.6	0.8	2.8
2	3.7	1.9	3.7
4	5.9	3.9	5.5
5	7.0	5.0	6.4
6	8.1	6.0	7.3
7	9.2	7.0	8.2
8	10.4	8.1	9.1
9	11.5	9.1	10.0
10	12.6	10.1	10.9
11	13.7	11.2	11.8
12	14.8	12.2	12.7
13	15.9	13.2	13.6
14	17.0	14.3	14.5
15	18.1	15.3	15.4
16	19.2	16.3	16.3
17	20.4	17.4	17.2
18	21.5	18.4	18.1
19	22.6	19.4	19.0
20	23.7	20.5	19.9
21	24.8	21.5	20.8
22	25.9	22.5	21.7
23	27.0	23.6	22.6
24	28.1	24.6	23.5
25	29.2	25.6	24.4
26	30.3	26.7	25.3

يتضح من خلال الجدول أن العلامة الملاحظة 13 على النموذج العشوائي تعادل العلامة 15.9 على النموذج التجريبي، وتعادل العلامة 13.6 على نموذج التصفية بالتحكيم، وتعادل 13.2 على النموذج المنطقي.

وللتحقق من فاعلية ودقة المعادلة الخطية باستخدام الخطأ المعياري للمعادلة الخطية. تم استخدام الإجراءات نفسها التي استخدمت في الطريقة المئينية، ويبين الملحق (و) العلامات المعادلة وفقاً لطريقة المعادلة الخطية، عند تحويل العلامات الملاحظة من النموذج العشوائي إلى ما يعادلها من العلامات الملاحظة على العينة الأولى والثانية من نماذج تصفية المموهات.

ويوضح الجدول (26) الخطأ المعياري للمعادلة وفقاً لطريقة المعادلة الخطية:

الجدول (26)

قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات العشوائي		الخطأ المعياري للمعادلة الخطية وفقاً لنموذج تصفية المموهات:		
العلامة الملاحظة	**التكرار**	**التجريبي**	**التحكيم**	**المنطقي**
1	2	0.6757	0.2694	0.1088
2	1	0.6193	0.3086	0.1339
4	7	0.5065	0.3870	0.1840
5	5	0.4501	0.4262	0.2091
6	5	0.3936	0.4654	0.2342
7	7	0.3372	0.5046	0.2593
8	9	0.2808	0.5438	0.2844
9	11	0.2244	0.5830	0.3095
10	8	0.1680	0.6222	0.3346
11	8	0.1116	0.6614	0.3597
12	8	0.0552	0.7006	0.3848
13	9	0.0012	0.7398	0.4099
14	16	0.0576	0.7790	0.4349
15	11	0.1141	0.8182	0.4600
16	10	0.1705	0.8574	0.4851
17	21	0.2269	0.8966	0.5102
18	11	0.2833	0.9358	0.5353
19	12	0.3397	0.9750	0.5604
20	11	0.3961	1.0142	0.5855
21	8	0.4525	1.0534	0.6106
22	16	0.5089	1.0926	0.6357
23	11	0.5653	1.1318	0.6608
24	5	0.6218	1.1710	0.6858
25	2	0.6782	1.2102	0.7109
26	6	0.7346	1.2494	0.7360

يتضح من خلال الجدول أن قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية للنموذج التجريبي تراوحت بين (0.7346 – 0.0012) وبمتوسط حسابي مقداره (0.3589)، وتراوحت للنموذج التصفية بالتحكيم بين (1.2494 – 0.2694) بمتوسط حسابي مقداره (0.7759)، ولنموذج المنطقي تراوحت بين (0.7360 – 0.1088) بمتوسط حسابي مقداره (0.4329)، وتبين هذه النتائج أفضلية ودقة المعادلة الخطية الناتجة عن تحويل العلامات الملاحظة للنموذج التجريبي إلى مقياس علامات النموذج العشوائي أكثر من فاعلية المعادلة للنماذج الأخرى عند تحويلها إلى

مقياس علامات النموذج العشوائي. وتختلف هذه النتيجة مع ما تم التوصل إليه في المعادلة المئينية إذ كانت دقة المعادلة المئينية للنموذج المنطقي أفضل من باقي النماذج، كما أنه يظهر من خلال الجدول أن قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية كانت أقل من قيم الخطأ المعياري للمعادلة المئينية عند معظم العلامات المعادلة ولكل النماذج، مما يظهر أن فاعلية ودقة المعادلة الخطية كانت أفضل من فاعلية ودقة المعادلة المئينية وهذه النتيجة تتفق مع ما توصل إليه كل من الحواري (2008) والشريفين(2002) والتي أظهرت تفوق الطريق الخطية على الطريقة المئينية، كما وتتعارض مع دراسة كل من سكاجز و ليستز (Skaggs & Lissitz, 1986a) ودراسة أيوب (1994) والتي أظهرت تفوق الطريقة المئينية على الطريقة الخطية.

تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية، والجدول الآتي يوضح الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (27)
المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية

نموذج تصفية المموهات	العدد	المتوسط الحسابي للخطأ المعياري	الانحراف المعياري للخطأ المعياري
التجريبي	26	0.359	0.22
التحكيم	26	0.776	0.29
المنطقي	26	0.433	0.19

تم تحليل البيانات السابقة باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية بين نماذج تصفية المموهات، والجدول التالي يبين عرضاً لنتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية المذكورة في الجدول السابق:

الجدول (28)

تحليل التباين الأحادي لمتوسطات الخطأ المعياري للمعادلة الخطية للنماذج المختلفة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	2.475	2	1.237	**21.949**	0.000
داخل المجموعات	4.059	62.682*	0.056		
الكلي	6.534	74			

*وفقاً لطريقة Brown-Forsythe

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية عند مستوى الدلالة (α=0.05)، تُعزى لطريقة تصفية المموهات. وهذه النتيجة تتفق مع ما تم الحصول عليه في المعادلة المئينية، ويعود ذلك الاختلاف بسبب تأثر علامات الأفراد وخصائص الفقرات بالطريقة التي تم بها تصفية المموهات.

وللكشف عن هذه الفروق تم إجراء عملية المقارنات البعدية حسب اختبار (Games-Howell)، والجدول الآتي يوضح هذه المقارنات:

الجدول(29)

المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات		التجريبي	المنطقي
Games-Howell	المتوسط الحسابي	0.359	0.433
المنطقي	0.433	0.074	
التحكيم	0.776	**0.417**	**0.343**

يتضح من خلال الجدول أن هناك فروقاً دالة إحصائياً بين متوسطات قيم الخطأ المعياري للمعادلة الخطية تُعزى لاختلاف طريقة تصفية المموهات بين طريقتي التصفية التجريبية والتصفية بالتحكيم ولصالح التصفية التجريبية (فيما يتعلق بفاعلية المعادلة، حيث القيمة الأقل هي الأكثر فاعلية)، وبين طريقتي التصفية المنطقية والتصفية بالتحكيم ولصالح التصفية المنطقية عند مستوى الدلالة (α=0.05).

وللتحقق من فاعلية المعادلة الخطية لنماذج تصفية المموهات باستخدام محك الصدق التقاطعي، تم استخدام الاجراءات التي استخدمت في المعادلة المئينية نفسها لإيجاد الصدق التقاطعي، والجدول الآتي يبين قيم مؤشر الصدق التقاطعي التي تم الحصول عليها ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (30)

قيم الصدق التقاطعي لنماذج تصفية المموهات للمعادلة الخطية

نموذج تصفية المموهات	الصدق التقاطعي
التجريبي	0.0125
التحكيم	0.0527
المنطقي	0.0170

يتبين من الجدول أن أصغر قيمة من قيم الصدق التقاطعي كانت عند النموذج التجريبي وكانت تساوي (0.0125)، ويليه النموذج المنطقي بقيمة (0.0170)، ثم نموذج التصفية بالتحكيم حيث كانت قيمته تساوي (0.0527)، أي أن أكثر المعادلات دقة وفاعلية عندما تمت معادلة العلامات للنموذج التجريبي بما يعادلها من علامات على النموذج العشوائي، حيث كانت الأكثر دقة وفاعلية من باقي المعادلات للنماذج الأخرى مع النموذج العشوائي، ثم يلي النموذج التجريبي دقة وفاعلية النموذج المنطقي مقابل العشوائي، وآخرها معادلة علامات نموذج التصفية بالتحكيم مقابل النموذج العشوائي إذ كانت الأقل دقة وفاعلية. وهذه النتيجة تتفق مع النتيجة السابقة عندما تم التحقق من دقة المعادلة وفاعليتها باستخدام الخطأ المعياري للمعادلة الخطية، إذ كانت معادلة العلامات في النموذج العشوائي إلى ما يعادلها في النموذج التجريبي الأكثر فاعلية ودقة من المعادلة التي تمت للنماذج الأخرى.

يتبين كذلك أن قيم معاملات الصدق التقاطعي للمعادلة الخطية ولجميع النماذج كانت أقل من قيم معاملات الصدق التقاطعي للمعادلة المئينية، مما يدل تفوق المعادلة الخطية على المعادلة

المئينية وتتفق هذه النتيجة مع النتيجة التي تم الحصول عليها عند حساب الخطأ المعياري لدقة المعادلة.

3- المعادلة وفقاً لنموذج أحادي المعلم (راش).

لإجراءات المعادلة وفق النموذج أحادي المعلم تم فحص مطابقة الفقرات والأفراد باستخدام برنامج (Bilog-Mg) حيث تم نقل البيانات إلى ملف من نوع (Document Text) لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات بشكل مستقل ومطابقة البيانات للنموذج أحادي المعلم، ومن ثم تقدير معالم الفقرات المتمثلة بالصعوبة، وتقديرات القدرة للأفراد ولكل نموذج على حدا، باستخدام تقديرات الأرجحية العظمى (Maximum Likelihood Estimation)، كما تم استخراج قيم مربع كاي وما يقابلها من قيم احتمالية لتحديد الفقرات والأفراد المطابقين للنموذج حيث مثلت القيم الاحتمالية التي تقل عن (0.01) الفقرات والأفراد غير المطابقين للنموذج، والجدول الآتي يبين أرقام وأعداد الفقرات والأفراد غير المطابقين للنموذج أحادي المعلم ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (31)

أرقام وأعداد الفقرات والأفراد غير المطابقين للنموذج أحادي المعلم للنماذج المختلفة

نموذج تصفية المموهات	المؤشر	العدد	الأرقام
العشوائي	عدم مطابقة الأفراد	2	105,180
	عدم مطابقة الفقرات	5	13، 15، 24، 29، 30
التجريبي	عدم مطابقة الأفراد	10	122,102,96,86,76,39,34,22,20,10
	عدم مطابقة الفقرات	3	3، 24، 30
التحكيم	عدم مطابقة الأفراد	4	16، 153، 200، 217
	عدم مطابقة الفقرات	3	7، 22، 30
المنطقي	عدم مطابقة الأفراد	12	218,197,191,155,131,127,124,119,118,113,78,22
	عدم مطابقة الفقرات	11	12، 13، 14، 21، 24، 25، 26، 28، 30، 31، 32

يلاحظ من خلال الجدول أن نموذج التصفية المنطقية كانت بياناته الأقل مطابقة لنموذج أحادي المعلم إذ يلاحظ عدم مطابقة 11 فقرة و12 فرد، ثم يليه النموذج العشوائي بعدم مطابقة 5

فقرات وفردين، أما النموذج التجريبي يظهر عدم مطابقة 3 فقرات و10 أفراد للنموذج، والأفضل مطابقة كان لنموذج التصفية بالتحكيم حيث أظهرت بياناته عدم مطابقة 3 فقرات و4أفراد للنموذج.

ويوضح الجدول (32) عدد الفقرات والأفراد المطابقة للنموذج لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (32)

عدد الفقرات والأفراد المطابقة لنموذج أحادي المعلم للنماذج المختلفة

نموذج تصفية المموهات	المؤشر	العدد
العشوائي	مطابقة الأفراد	218
	مطابقة الفقرات	29
التجريبي	مطابقة الأفراد	210
	مطابقة الفقرات	31
التحكيم	مطابقة الأفراد	216
	مطابقة الفقرات	31
المنطقي	مطابقة الأفراد	208
	مطابقة الفقرات	23

بعد استبعاد الفقرات والأفراد غير المطابقين لنموذج أحادي المعلم تم استخراج تقديرات معلمة الصعوبة والخطأ المعياري لتقديرات معلمة الصعوبة ولكل نموذج على حدا، والجدول (33) يبين تقديرات معلمة الصعوبة والخطأ المعياري لتقديرات معلمة الصعوبة بعد حذف الفقرات غير المطابقة للنموذج (حيث تمثل الخلايا الفارغة الفقرات المحذوفة):

الجدول (33)

تقديرات معلمة الصعوبة والخطأ المعياري للتقديرات لنماذج تصفية المموهات

رقم الفقرة	نموذج تصفية المموهات							
	عشوائي		تجريبي		تحكيم		منطقي	
	معلمة الصعوبة	الخطأ المعياري لمعلمة الصعوبة	معلمة الصعوبة	الخطأ المعياري لمعلمة الصعوبة	معلمة الصعوبة	الخطأ المعياري لمعلمة الصعوبة	معلمة الصعوبة	الخطأ المعياري لمعلمة الصعوبة
1	-0.23	0.16	-0.08	0.13	-0.48	0.17	-0.46	0.13
2	-0.87	0.17	-0.50	0.13	-1.20	0.21	-1.34	0.15
3	0.96	0.16			1.41	0.16	0.86	0.12
4	1.03	0.17	1.07	0.12	1.13	0.16	1.42	0.13
5	-0.27	0.16	0.09	0.12	-0.16	0.16	-0.11	0.12
6	-0.21	0.16	-0.28	0.13	-0.23	0.17	-0.30	0.13
7	-0.43	0.16	-0.37	0.13			-0.71	0.13
8	-0.36	0.16	-0.44	0.13	-0.74	0.18	-0.06	0.12
9	-0.46	0.16	-0.74	0.14	0.37	0.16	-0.77	0.14
10	0.94	0.16	1.12	0.12	0.62	0.15	-0.04	0.12
11	-0.30	0.16	0.01	0.12	-0.03	0.16	-0.24	0.13
12	-1.14	0.18	-1.34	0.16	-1.41	0.22		
13			-0.70	0.14	-0.48	0.17		
14	0.67	0.16	0.82	0.12	0.91	0.15		
15			0.41	0.12	1.29	0.16	0.86	0.12
16	-1.32	0.19	-1.21	0.15	-1.24	0.21	-1.19	0.15
17	0.67	0.16	0.90	0.12	0.33	0.16	0.34	0.12
18	0.42	0.16	0.44	0.12	0.89	0.15	0.11	0.12
19	1.73	0.19	0.57	0.12	0.75	0.15	2.20	0.14
20	0.12	0.16	0.80	0.12	0.82	0.15	0.21	0.12
21	-0.84	0.17	-0.67	0.14	-0.91	0.19		
22	0.60	0.16	0.12	0.12			-0.48	0.13
23	-0.50	0.16	-0.60	0.14	0.07	0.16	-0.30	0.13
24					-0.05	0.16		
25	0.10	0.16	0.17	0.12	0.14	0.16		
26	0.99	0.17	0.70	0.12	0.73	0.15		
27	0.56	0.16	1.82	0.12	0.95	0.15	0.97	0.13
28	-0.16	0.16	-0.10	0.13	-0.94	0.19		
29			-0.34	0.13	0.33	0.16	-0.40	0.13
30								
31	0.34	0.16	0.15	0.12	-0.23	0.17		
32	-0.84	0.17	-1.16	0.15	-1.20	0.21		
33	-1.58	0.20	-1.16	0.15	-1.70	0.24	-1.46	0.16
34	0.40	0.16	0.49	0.12	0.23	0.16	0.89	0.12

يتضح من خلال الجدول أن قيم معلمة الصعوبة لنموذج العشوائي تراوحت بين (1.73 – 1.58−)، ولنموذج التجريبي تراوحت بين (1.82 – 1.34−)، ولنموذج التصفية

بالتحكيم تراوحت بين (1.41- 1.70-)، ولنموذج المنطقي تراوحت بين (2.20 - 1.46-)، وتعتبر هذه القيم لمعلمة الصعوبة قيم مقبولة عملياً حسب ما ذكره بيكر (Baker, 2001). كما ويلاحظ أن قيم الخطأ المعياري لتقديرات معلمة الصعوبة كانت متدنية ومقبولة.

كما تم استخراج تقديرات القدرات للأفراد والخطأ المعياري لتقديرات قدرات الأفراد لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات على حدا، والجدول الآتي يبين تقديرات القدرات للأفراد والخطأ المعياري في تقدير القدرة ونسبة الإجابة الصيحيحة وتكرارها:

الجدول (34): تقدير قدرات الأفراد والأخطاء المعيارية في قياسها لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات															
المنطقي				التحكيم				التجريبي				العشوائي			
الخطأ المعياري في تقدير القدرة	القدرة	التكرار	نسبة الإجابة الصحيحة	الخطأ المعياري في تقدير القدرة	القدرة	التكرار	نسبة الإجابة الصحيحة	الخطأ المعياري في تقدير القدرة	القدرة	التكرار	نسبة الإجابة الصحيحة	الخطأ المعياري في تقدير القدرة	القدرة	التكرار	نسبة الإجابة الصحيحة
0.640	-2.145	1	**13.04**	0.559	-2.168	1	**12.90**	0.552	-2.110	3	**12.90**	0.63	-2.39	1	**10.34**
0.531	-1.476	2	**21.74**	0.481	-1.636	2	**19.35**	0.506	-1.832	1	**16.13**	0.56	-2.04	2	**13.79**
0.502	-1.211	5	**26.09**	0.457	-1.416	3	**22.58**	0.473	-1.594	3	**19.35**	0.51	-1.76	2	**17.24**
0.481	-0.970	9	**30.43**	0.439	-1.216	1	**25.81**	0.449	-1.381	3	**22.58**	0.48	-1.51	7	**20.69**
0.467	-0.746	10	**34.78**	0.425	-1.030	3	**29.03**	0.431	-1.188	3	**25.81**	0.46	-1.29	4	**24.14**
0.458	-0.532	14	**39.13**	0.414	-0.855	4	**32.26**	0.417	-1.009	3	**29.03**	0.44	-1.09	11	**27.59**
0.452	-0.326	16	**43.48**	0.405	-0.687	6	**35.48**	0.406	-0.840	6	**32.26**	0.43	-0.91	6	**31.03**
0.450	-0.123	17	**47.83**	0.398	-0.526	9	**38.71**	0.397	-0.679	2	**35.48**	0.42	-0.73	10	**34.48**
0.451	0.080	16	**52.17**	0.394	-0.369	7	**41.94**	0.391	-0.524	5	**38.71**	0.41	-0.56	10	**37.93**
0.455	0.285	14	**56.52**	0.390	-0.216	4	**45.16**	0.387	-0.373	3	**41.94**	0.40	-0.40	13	**41.38**
0.462	0.494	19	**60.87**	0.389	-0.064	5	**48.39**	0.384	-0.224	9	**45.16**	0.40	-0.24	10	**44.83**
0.473	0.713	7	**65.22**	0.388	0.087	8	**51.61**	0.383	-0.078	8	**48.39**	0.40	-0.08	17	**48.28**
0.489	0.944	4	**69.57**	0.389	0.238	18	**54.84**	0.383	0.069	11	**51.61**	0.40	0.08	12	**51.72**
0.511	1.194	13	**73.91**	0.392	0.390	12	**58.06**	0.384	0.216	8	**54.84**	0.40	0.24	14	**55.17**
0.542	1.471	5	**78.26**	0.396	0.545	18	**61.29**	0.387	0.364	9	**58.06**	0.40	0.40	13	**58.62**
0.587	1.788	9	**82.61**	0.402	0.704	8	**64.52**	0.392	0.516	5	**61.29**	0.41	0.56	12	**62.07**
0.655	2.170	16	**86.96**	0.410	0.868	13	**67.74**	0.398	0.672	15	**64.52**	0.41	0.73	13	**65.52**
0.773	2.672	20	**91.30**	0.420	1.040	15	**70.97**	0.407	0.834	7	**67.74**	0.43	0.91	9	**68.97**
1.049	3.465	11	**95.65**	0.434	1.222	15	**74.19**	0.418	1.004	11	**70.97**	0.44	1.09	10	**72.41**
				0.452	1.418	4	**77.42**	0.432	1.184	10	**74.19**	0.46	1.29	15	**75.86**
				0.475	1.632	12	**80.65**	0.451	1.379	6	**77.42**	0.48	1.51	9	**79.31**
				0.507	1.873	14	**83.87**	0.475	1.593	10	**80.65**	0.51	1.76	5	**82.76**
				0.553	2.153	12	**87.10**	0.508	1.834	14	**83.87**	0.56	2.04	6	**86.21**
				0.623	2.496	12	**90.32**	0.555	2.115	13	**87.10**	0.63	2.39	1	**89.66**
				0.744	2.955	4	**93.55**	0.625	2.460	14	**90.32**	0.75	2.85	2	**93.10**
				1.025	3.700	6	**96.77**	0.746	2.923	16	**93.55**	1.03	3.61	4	**96.55**
								1.028	3.672	12	**96.77**				

يتضح من خلال الجدول أن نموذج التصفية المنطقية كان الأقل انتشاراً على متصل القدرة ومرد ذلك أن بيانات نموذج التصفية المنطقية كانت الأقل مطابقة لنموذج أحادي المعلم، إلا أنه يمكن القول أن الأفراد يتوزعون بشكل مناسب على متصل السمة ولجميع النماذج.

ويوضح الجدول (35) المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقدرات لأفراد المقدرة:

الجدول (35)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقدرات لأفراد المقدرة

القدرة	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
العشوائي	218	0.258	1.07
التجريبي	210	1.016	1.37
التحكيم	216	0.841	1.13
المنطقي	208	0.705	1.31

تم تحليل البيانات السابقة باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن مدى الفروق في المتوسطات الحسابية لتقديرات قدرات الأفراد بين نماذج تصفية المموهات، لضمان إجراء خطوات المعادلة ضمن النظرية الحديثة في القياس، والجدول الآتي يبين عرضاً تفصيلياً لنتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية السابقة لنماذج تصفية المموهات:

الجدول (36)

تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لتقديرات قدرات الأفراد على نماذج تصفية المموهات

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	67.778	3	22.593	**14.983**	0.000
داخل الأفراد	1272.531	808.002*	1.501		
الكلي	1340.308	851			

*وفقاً لطريقة Brown-Forthyse

من خلال النظر إلى الجدول يتبين وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لتقديرات قدرات الأفراد عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) تُعزى لطريقة تصفية المموهات، وهذا يُؤكد على ضرورة معادلة قدرات الأفراد على نماذج تصفية المموهات.

التحقق من الإفتراضات الأساسية لنموذج أحادي المعلم:

أولا: التحقق من افتراض أحادية البعد (Unidimensionality)

للكشف عن أحادية البعد تم استخدام التحليل العاملي من خلال دراسة المؤشرات التي اعتمدت على التحليل العاملي للمكونات الأساسية (Principal Components Analysis) وذلك باستخدام برنامج SPSS، ولكل نموذج على حدا، والجدول الآتي يبين النتائج التي تم الوصول إليها من إجراء التحليل العاملي على نماذج تصفية المموهات:

الجدول (37)

العوامل الثلاثة الأولى وجذورها الكامنة ونسب تباينها ومؤشرات الحكم على أحادية البعد للنماذج المختلفة

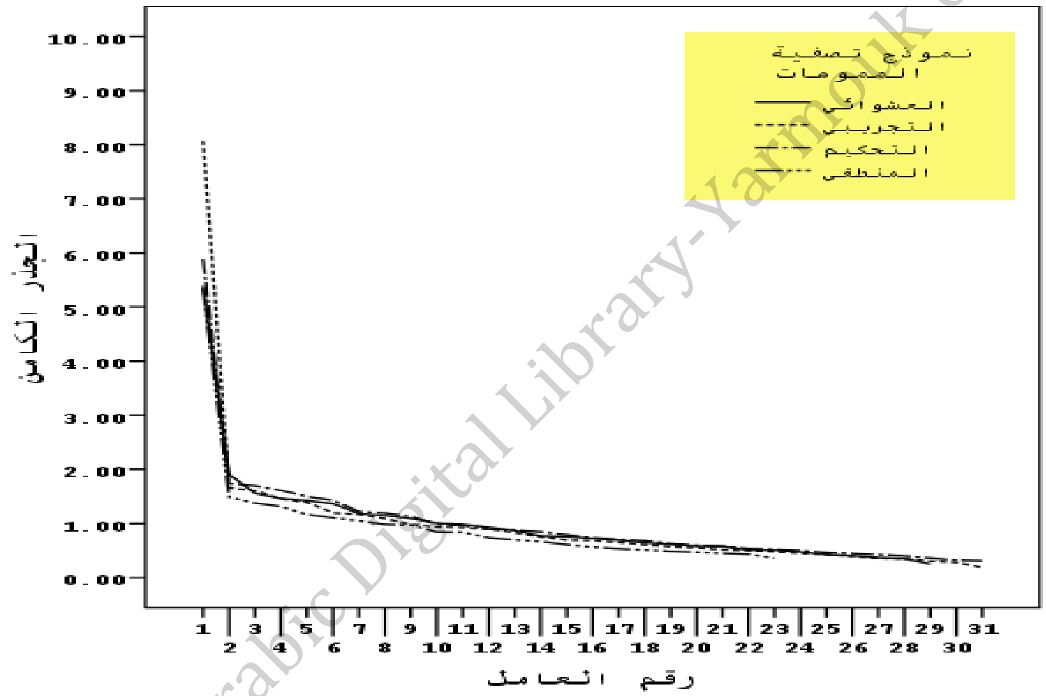
نموذج تصفية المموهات	رقم العامل	الجذور الكامنة الاستهلالية			الجذر الكامن الأول / الجذر الكامن الثاني	التباين المفسر التراكمي بعد استخلاص مجموع مربعات التشبعات
		الكلي	التباين المفسر%	التباين المفسر التراكمي%		
العشوائي	1	5.394	18.599	**18.599**	2.829	60.510
	2	1.907	6.575	25.174		
	3	1.557	5.369	30.543		
التجريبي	1	8.070	26.032	**26.032**	4.859	56.924
	2	1.661	5.358	31.390		
	3	1.607	5.184	36.574		
التحكيم	1	5.885	18.984	**18.984**	3.384	56.164
	2	1.739	5.609	24.593		
	3	1.698	5.477	30.070		
المنطقي	1	5.344	23.233	**23.233**	3.592	55.852
	2	1.487	6.467	29.700		
	3	1.378	5.990	35.690		

يتضح من خلال الجدول (37) التأكيد على أحادية البعد ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات من خلال:

- نسبة ما يفسره العامل الأول من التباين الكلي أكبر من 20% بالنسبة لنموذج التصفية التجريبية ونموذج التصفية المنطقية، أما بالنسبة لنموذج التصفية العشوائية والتصفية بالتحكيم كان يفسر العامل الأول ما نسبته 18% تقريباً وهي نسبة عالية وقريبة من 20%.
- نسبة ما يفسره العامل الأول إلى العامل الثاني كانت أكبر من (2) ولجميع النماذج.

- التباين المفسر التراكمي بعد استخلاص مجموع مربعات التشبعات كان أكبر من (54) ولجميع النماذج.

كما تم رسم الجذور الكامنة بيانيا من خلال ما يعرف ب (Scree Plot) حيث يمثل المحور الأفقي العوامل ويمثل المحور العمودي مقدار الجذر الكامن والذي أكد أحادية البعد من خلال تَميُز العامل الأول عن باقي العوامل ولجميع النماذج وهذا ما يؤكده الشكل البياني (3).



الشكل (3): رسم بياني يمثل الجذور الكامنة للعوامل

ثانيا: الاستقلال الموضعي (Local Independence)

اعتبر الباحث شرط الاستقلال الموضعي متحقق من خلال التحقق من أحادية البعد وهو ما أكده كل من هامبلتون وسواميناثان (Hambleton & Swaminathan, 1985)، إذ تم اعتبار أن افتراض الاستقلال الموضعي يكافئ افتراض أحادية البعد.

تمت معادلة تقديرات قدرات الأفراد، من خلال إيجاد قيم القدرة المتعادلة لنماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية وعند كل مستوى من مستويات القدرة. كما تم تقدير دالة المعلومات لجميع النماذج عند كل مستوى من مستويات القدرة باستخدام المعادلة رقم (10)، وذلك لإيجاد الكفاءة النسبية لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات باستخدام المعادلة رقم(11)، لمقارنة دوال المعلومات بين النماذج المختلفة، ومن ثم التعرف إلى حجم المعلومات التي يزود بها كل نموذج، ويبين الجدول (38) تقديرات القدرة المتعادلة عند الرتب المئينية وما يناظرها من قيم لدالة المعلومات لنماذج تصفية المموهات، والكفاءة النسبية للنماذج المتعادلة:

الجدول (38)

تقديرات القدرة المتعادلة لنماذج تصفية المموهات عند الرتب المئينية وما يناظرها من قيم لدالة المعلومات والكفاءة النسبية

نموذج تصفية المموهات															
المنطقي				التحكيم				التجريبي				العشوائي			
الكفاءة النسبية	دالة المعلومات	الخطأ المعياري	قدرة الأفراد المعادلة	الكفاءة النسبية	دالة المعلومات	الخطأ المعياري	قدرة الأفراد المعادلة	الكفاءة النسبية	دالة المعلومات	الخطأ المعياري	قدرة الأفراد المعادلة	دالة المعلومات	الخطأ المعياري في تقدير القدرة	قدرة الأفراد	المئين
1.10	3.55	0.53	-1.48	1.34	4.33	0.48	-1.64	1.02	3.29	0.55	-2.11	3.22	0.56	-2.04	**1**
1.04	3.97	0.50	-1.21	1.26	4.79	0.46	-1.42	1.03	3.91	0.51	-1.78	3.81	0.51	-1.76	**2**
0.92	3.97	0.50	-1.21	1.10	4.79	0.46	-1.31	1.03	4.47	0.47	-1.59	4.34	0.48	-1.51	**3**
0.92	3.97	0.50	-1.12	1.28	5.55	0.42	-1.03	1.03	4.47	0.47	-1.38	4.34	0.48	-1.51	**4**
1.00	4.32	0.48	-0.97	1.35	5.85	0.41	-0.88	1.24	5.39	0.43	-1.28	4.34	0.48	-1.51	**5**
0.90	4.32	0.48	-0.97	1.22	5.85	0.41	-0.85	1.12	5.39	0.43	-1.19	4.80	0.46	-1.29	**6**
0.90	4.32	0.48	-0.97	1.27	6.10	0.40	-0.69	1.20	5.76	0.42	-1.01	4.80	0.46	-1.29	**7**
0.83	4.32	0.48	-0.97	1.17	6.10	0.40	-0.69	1.17	6.07	0.41	-0.86	5.19	0.44	-1.09	**8**
0.88	4.58	0.47	-0.75	1.17	6.10	0.40	-0.69	1.17	6.07	0.41	-0.84	5.19	0.44	-1.09	**9**
0.88	4.58	0.47	-0.75	1.21	6.30	0.40	-0.53	1.17	6.07	0.41	-0.84	5.19	0.44	-1.09	**10**
0.88	4.58	0.47	-0.75	1.21	6.30	0.40	-0.53	1.22	6.33	0.40	-0.68	5.19	0.44	-1.09	**11**
0.88	4.58	0.47	-0.75	1.21	6.30	0.40	-0.53	1.26	6.54	0.39	-0.52	5.19	0.44	-1.09	**12**
0.83	4.58	0.47	-0.71	1.14	6.30	0.40	-0.53	1.18	6.54	0.39	-0.52	5.53	0.43	-0.91	**13**
0.86	4.78	0.46	-0.53	1.17	6.45	0.39	-0.37	1.21	6.69	0.39	-0.44	5.53	0.43	-0.91	**14**
0.86	4.78	0.46	-0.53	1.17	6.45	0.39	-0.37	1.21	6.69	0.39	-0.37	5.53	0.43	-0.91	**15**
0.82	4.78	0.46	-0.53	1.11	6.45	0.39	-0.37	1.17	6.79	0.38	-0.22	5.80	0.42	-0.73	**16**
0.82	4.78	0.46	-0.53	1.13	6.56	0.39	-0.23	1.17	6.79	0.38	-0.22	5.80	0.42	-0.73	**17**
0.82	4.78	0.46	-0.53	1.13	6.56	0.39	-0.22	1.17	6.79	0.38	-0.22	5.80	0.42	-0.73	**18**
0.82	4.78	0.46	-0.53	1.14	6.62	0.39	-0.06	1.17	6.79	0.38	-0.22	5.80	0.42	-0.73	**19**
0.81	4.90	0.45	-0.37	1.10	6.62	0.39	-0.06	1.13	6.83	0.38	-0.08	6.02	0.41	-0.59	**20**
0.81	4.90	0.45	-0.33	1.10	6.63	0.39	0.02	1.13	6.83	0.38	-0.08	6.02	0.41	-0.56	**21**
0.81	4.90	0.45	-0.33	1.10	6.63	0.39	0.09	1.13	6.83	0.38	-0.08	6.02	0.41	-0.56	**22**
0.81	4.90	0.45	-0.33	1.10	6.63	0.39	0.09	1.13	6.83	0.38	-0.08	6.02	0.41	-0.56	**23**
0.81	4.90	0.45	-0.33	1.10	6.63	0.39	0.09	1.13	6.83	0.38	0.07	6.02	0.41	-0.56	**24**
0.79	4.90	0.45	-0.33	1.07	6.60	0.39	0.24	1.10	6.83	0.38	0.07	6.19	0.40	-0.40	**25**
0.79	4.90	0.45	-0.33	1.07	6.60	0.39	0.24	1.10	6.83	0.38	0.07	6.19	0.40	-0.40	**26**
0.79	4.90	0.45	-0.33	1.07	6.60	0.39	0.24	1.10	6.83	0.38	0.07	6.19	0.40	-0.40	**27**
0.80	4.94	0.45	-0.12	1.07	6.60	0.39	0.24	1.10	6.83	0.38	0.07	6.19	0.40	-0.40	**28**
0.80	4.94	0.45	-0.12	1.07	6.60	0.39	0.24	1.10	6.78	0.38	0.22	6.19	0.40	-0.40	**29**
0.80	4.94	0.45	-0.12	1.07	6.60	0.39	0.24	1.10	6.78	0.38	0.22	6.19	0.40	-0.40	**30**
0.79	4.94	0.45	-0.12	1.05	6.60	0.39	0.24	1.08	6.78	0.38	0.22	6.30	0.40	-0.24	**31**
0.79	4.94	0.45	-0.12	1.05	6.60	0.39	0.24	1.08	6.78	0.38	0.22	6.30	0.40	-0.24	**32**
0.79	4.94	0.45	-0.12	1.03	6.52	0.39	0.33	1.06	6.67	0.39	0.36	6.30	0.40	-0.24	**33**
0.79	4.94	0.45	-0.12	1.03	6.52	0.39	0.39	1.06	6.67	0.39	0.36	6.30	0.40	-0.24	**34**
0.78	4.94	0.45	-0.12	1.03	6.52	0.39	0.39	1.05	6.67	0.39	0.36	6.35	0.40	-0.13	**35**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.03	6.52	0.39	0.39	1.05	6.67	0.39	0.36	6.35	0.40	-0.08	**36**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.03	6.52	0.39	0.39	1.03	6.51	0.39	0.52	6.35	0.40	-0.08	**37**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.03	6.52	0.39	0.39	1.03	6.51	0.39	0.52	6.35	0.40	-0.08	**38**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.01	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.56	6.35	0.40	-0.08	**39**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.01	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.67	6.35	0.40	-0.08	**40**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.01	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.67	6.35	0.40	-0.08	**41**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.01	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.67	6.35	0.40	-0.08	**42**
0.78	4.92	0.45	0.08	1.00	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.67	6.35	0.40	0.08	**43**
0.76	4.84	0.45	0.28	1.00	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.67	6.35	0.40	0.08	**44**
0.76	4.84	0.45	0.28	1.00	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.67	6.35	0.40	0.08	**45**
0.76	4.84	0.45	0.28	1.00	6.38	0.40	0.54	0.99	6.30	0.40	0.68	6.35	0.40	0.08	**46**
0.76	4.84	0.45	0.28	0.98	6.20	0.40	0.70	0.95	6.04	0.41	0.83	6.35	0.40	0.08	**47**
0.87	4.84	0.45	0.28	1.12	6.20	0.40	0.70	1.09	6.04	0.41	0.83	5.53	0.43	0.10	**48**
0.77	4.84	0.45	0.28	0.98	6.20	0.40	0.70	0.96	6.04	0.41	0.83	6.30	0.40	0.24	**49**
0.77	4.84	0.45	0.39	0.98	6.20	0.40	0.70	0.91	5.72	0.42	1.00	6.30	0.40	0.24	**50**
0.74	4.68	0.46	0.49	0.95	5.96	0.41	0.87	0.91	5.72	0.42	1.00	6.30	0.40	0.24	**51**
0.74	4.68	0.46	0.49	0.95	5.96	0.41	0.87	0.91	5.72	0.42	1.00	6.30	0.40	0.24	**52**
0.74	4.68	0.46	0.49	0.95	5.96	0.41	0.87	0.91	5.72	0.42	1.00	6.30	0.40	0.24	**53**
0.74	4.68	0.46	0.49	0.95	5.96	0.41	0.87	0.91	5.72	0.42	1.00	6.30	0.40	0.24	**54**
0.76	4.68	0.46	0.49	0.96	5.96	0.41	0.87	0.86	5.35	0.43	1.18	6.19	0.40	0.40	**55**
0.76	4.68	0.46	0.49	0.96	5.96	0.41	0.87	0.86	5.35	0.43	1.18	6.19	0.40	0.40	**56**
0.76	4.68	0.46	0.49	0.92	5.66	0.42	1.04	0.86	5.35	0.43	1.18	6.19	0.40	0.40	**57**
0.76	4.68	0.46	0.49	0.92	5.66	0.42	1.04	0.86	5.35	0.43	1.18	6.19	0.40	0.40	**58**
0.76	4.68	0.46	0.56	0.92	5.66	0.42	1.04	0.86	5.35	0.43	1.18	6.19	0.40	0.40	**59**
0.72	4.46	0.47	0.71	0.92	5.66	0.42	1.04	0.79	4.92	0.45	1.38	6.19	0.40	0.40	**60**
0.74	4.46	0.47	0.71	0.94	5.66	0.42	1.04	0.82	4.92	0.45	1.38	6.03	0.41	0.56	**61**
0.74	4.46	0.47	0.71	0.94	5.66	0.42	1.04	0.82	4.92	0.45	1.38	6.03	0.41	0.56	**62**
0.69	4.18	0.49	0.94	0.94	5.66	0.42	1.04	0.73	4.42	0.48	1.59	6.03	0.41	0.56	**63**
0.69	4.18	0.49	0.94	0.88	5.31	0.43	1.22	0.73	4.42	0.48	1.59	6.03	0.41	0.56	**64**
0.63	3.82	0.51	1.19	0.88	5.31	0.43	1.22	0.73	4.42	0.48	1.59	6.03	0.41	0.56	**65**
0.66	3.82	0.51	1.19	0.91	5.31	0.43	1.22	0.76	4.42	0.48	1.59	5.81	0.41	0.65	**66**
0.66	3.82	0.51	1.19	0.91	5.31	0.43	1.22	0.76	4.42	0.48	1.68	5.81	0.41	0.73	**67**
0.66	3.82	0.51	1.19	0.91	5.31	0.43	1.22	0.67	3.87	0.51	1.83	5.81	0.41	0.73	**68**
0.66	3.82	0.51	1.19	0.91	5.31	0.43	1.22	0.67	3.87	0.51	1.83	5.81	0.41	0.73	**69**
0.66	3.82	0.51	1.19	0.91	5.31	0.43	1.22	0.67	3.87	0.51	1.83	5.81	0.41	0.73	**70**
0.59	3.40	0.54	1.47	0.84	4.90	0.45	1.42	0.67	3.87	0.51	1.83	5.81	0.41	0.73	**71**

المئين	العشوائي			التجريبي				التحكيم				المنطقي			
	قدرة الأفراد	الخطأ المعياري في تقدير القدرة	دالة المعلومات	قدرة الأفراد المعادلة	الخطأ المعياري	دالة المعلومات	الكفاءة النسبية	قدرة الأفراد المعادلة	الخطأ المعياري	دالة المعلومات	الكفاءة النسبية	قدرة الأفراد المعادلة	الخطأ المعياري	دالة المعلومات	الكفاءة النسبية
72	0.85	0.43	5.53	1.83	0.51	3.87	0.70	1.47	0.45	4.90	0.89	1.47	0.54	3.40	0.61
73	0.91	0.43	5.53	1.83	0.51	3.87	0.70	1.63	0.48	4.43	0.80	1.65	0.59	2.91	0.53
74	0.91	0.43	5.53	2.12	0.55	3.25	0.59	1.63	0.48	4.43	0.80	1.79	0.59	2.91	0.53
75	0.91	0.43	5.53	2.12	0.55	3.25	0.59	1.63	0.48	4.43	0.80	1.79	0.59	2.91	0.53
76	0.99	0.43	5.53	2.12	0.55	3.25	0.59	1.63	0.48	4.43	0.80	1.79	0.59	2.91	0.53
77	1.09	0.44	5.20	2.12	0.55	3.25	0.63	1.63	0.48	4.43	0.85	1.79	0.59	2.91	0.56
78	1.09	0.44	5.20	2.12	0.55	3.25	0.63	1.87	0.51	3.88	0.75	2.17	0.65	2.33	0.45
79	1.09	0.44	5.20	2.12	0.55	3.25	0.63	1.87	0.51	3.88	0.75	2.17	0.65	2.33	0.45
80	1.09	0.44	5.20	2.39	0.62	2.56	0.49	1.87	0.51	3.88	0.75	2.17	0.65	2.33	0.45
81	1.29	0.44	5.20	2.46	0.62	2.56	0.49	1.87	0.51	3.88	0.75	2.17	0.65	2.33	0.45
82	1.29	0.44	5.20	2.46	0.62	2.56	0.49	1.87	0.51	3.88	0.75	2.17	0.65	2.33	0.45
83	1.29	0.44	5.20	2.46	0.62	2.56	0.49	1.87	0.51	3.88	0.75	2.17	0.65	2.33	0.45
84	1.29	0.44	5.20	2.46	0.62	2.56	0.49	1.95	0.51	3.88	0.75	2.17	0.65	2.33	0.45
85	1.29	0.44	5.20	2.46	0.62	2.56	0.49	2.15	0.55	3.27	0.63	2.50	0.77	1.67	0.32
86	1.29	0.44	5.20	2.46	0.62	2.56	0.49	2.15	0.55	3.27	0.63	2.67	0.77	1.67	0.32
87	1.29	0.44	5.20	2.92	0.75	1.80	0.35	2.15	0.55	3.27	0.63	2.67	0.77	1.67	0.32
88	1.51	0.48	4.34	2.92	0.75	1.80	0.41	2.15	0.55	3.27	0.75	2.67	0.77	1.67	0.39
89	1.51	0.48	4.34	2.92	0.75	1.80	0.41	2.15	0.55	3.27	0.75	2.67	0.77	1.67	0.39
90	1.51	0.48	4.34	2.92	0.75	1.80	0.41	2.50	0.62	2.58	0.59	2.67	0.77	1.67	0.39
91	1.51	0.48	4.34	2.92	0.75	1.80	0.41	2.50	0.62	2.58	0.59	2.67	0.77	1.67	0.39
92	1.76	0.51	3.81	2.92	0.75	1.80	0.47	2.50	0.62	2.58	0.68	2.67	0.77	1.67	0.44
93	1.76	0.51	3.81	2.92	0.75	1.80	0.47	2.50	0.62	2.58	0.68	2.67	0.77	1.67	0.44
94	2.00	0.56	3.22	3.18	0.75	1.80	0.56	2.50	0.62	2.58	0.80	2.67	0.77	1.67	0.52
95	2.04	0.56	3.22	3.67	1.03	0.95	0.29	2.56	0.62	2.58	0.80	3.46	1.05	0.91	0.28
96	2.04	0.56	3.22	3.67	1.03	0.95	0.29	2.95	0.74	1.81	0.56	3.46	1.05	0.91	0.28
97	2.59	0.63	2.54	3.67	1.03	0.95	0.37	3.32	0.74	1.81	0.71	3.46	1.05	0.91	0.36
98	3.32	0.75	1.79	3.67	1.03	0.95	0.53	3.70	1.03	0.95	0.53	3.46	1.05	0.91	0.51
99	3.61	1.03	0.94	3.67	1.03	0.95	1.00	3.70	1.03	0.95	1.01	3.46	1.05	0.91	0.96
القيمة الصغرى	-2.04	0.40	0.94	-2.11	0.38	0.95	0.29	-1.64	0.39	0.95	0.53	-1.48	0.45	0.91	0.28
القيمة العظمى	3.61	1.03	6.35	3.67	1.03	6.83	1.26	3.70	1.03	6.63	1.35	3.46	1.05	4.94	1.10
المتوسط الحسابي	0.26	0.44	5.46	1.02	0.50	4.85	**0.87**	0.84	0.46	5.29	**0.96**	0.71	0.55	3.86	**0.70**
الانحراف المعياري	1.06	0.08	1.06	1.36	0.16	1.87	0.27	1.11	0.11	1.46	0.18	1.30	0.15	1.29	0.18

(نموذج تصفية المموهات: التجريبي، التحكيم، المنطقي)

يتضح من خلال الجدول أنه يمكن تعيين تقديرات القدرة المتعادلة على النماذج المختلفة تبعاً للمئين المقابل لها، فمثلا المئين 45 يقابل قدرة مقدارها 0.08 لوجيت على النموذج العشوائي، وقدرة مقدارها 0.67 على النموذج التجريبي، وقدرة مقدارها 0.54 لوجيت على نموذج التصفية بالتحكيم، وقدرة مقدارها 0.28 لوجيت على نموذج التصفية المنطقية، وعليه تكون تقديرات القدرة المقابلة لهذا المئين من خلال النماذج متعادلة.

كما ويلاحظ من خلال قيم الكفاءة النسبية للمقارنة بين دوال المعلومات لنموذج التصفية التجريبية ونموذج التصفية العشوائية يلاحظ أن نموذج التصفية التجريبية يقدم معلومات أكثر من نموذج التصفية العشوائية عند مستويات القدرة المنخفضة، وفي متوسط القدرات كان النموذجان

يقدمان نفس المعلومات تقريباً، أما عند مستويات القدرة المرتفعة كان النموذج العشوائي يقدم معلومات أكثر من نموذج التصفية التجريبية، وهذه نتيجة منطقية؛ لأن متوسط قدرات الأفراد لنموذج التصفية التجريبية مرتفع إذ بلغ (1.02) مقارنة بالعشوائي إذ بلغ (0.26)، هذا يعني أن نموذج التصفية التجريبية يناسب الأفراد ذوي القدرات المنخفضة أكثر من نموذج التصفية العشوائية، أما بمقارنة دوال المعلومات لنموذج التصفية بالتحكيم مقارنة بنموذج التصفية العشوائية، يلاحظ كذلك أن نموذج التصفية بالتحكيم يقدم معلومات أكثر من نموذج التصفية العشوائية عند مستويات القدرة المنخفضة، وعند المستويات المرتفعة للقدرة فقد قدم نموذج التصفية العشوائية معلومات أكثر من نموذج التحكيم، وفي متوسط متصل السمة يقدم النموذجان نفس المعلومات تقريباً، وهذا يعني أن نموذج التصفية بالتحكيم يناسب مستويات القدرة المنخفضة أكثر من نموذج التصفية العشوائية، أما عند المقارنة بين نموذج التصفية المنطقية ونموذج التصفية العشوائية نلاحظ أن نموذج التصفية العشوائية قد قدم معلومات أكثر من نموذج التصفية المنطقية عند جميع مستويات القدرة تقريباً.

وبشكل عام يلاحظ أن نموذج التصفية العشوائية يقدم معلومات عند الأفراد ذوي القدرات المرتفعة أكثر من غيره من النماذج، أي أنه يُناسب الأفراد ذوي القدرات المرتفعة أكثر من باقي النماذج، ويمكن أن يُرد ذلك إلى أن نموذج التصفية العشوائية لم يُتخذ في حقه أي إجراء عملي لتصفية المموهات إذ كانت آلية التصفية بشكل عشوائي مما أُبقي على عدد من المموهات كانت تسبب تشتت في الإجابة عند الطلبة مما زاد من صعوبة الاختبار، أما باقي النماذج أُتخذت في حقها بعض الإجراءات لتصفية المموهات فتم إزالة معظم المموهات التي كانت تسبب تشتت في إجابة الطالب الأمر الذي زاد من سهولة الاختبار وبالتالي قلة قدرة الاختبار على التمييز بين الأفراد ذوي القدرة المرتفعة بشكل جيد.

ولإجراءات الكشف عن مدى الفروق في المتوسطات الحسابية لدوال المعلومات للنماذج المختلفة، تم حساب الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم دالة المعلومات عند كل قدرة متعادلة لنماذج تصفية المموهات والجدول الآتي يبين المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم دالة المعلومات عن كل قدرة متعادلة لنماذج تصفية المموهات:

الجدول(39)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لدوال المعلومات لنماذج تصفية المموهات

دالة المعلومات لنموذج تصفية المموهات	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
العشوائي	5.460	1.06
التجريبي	4.845	1.87
التحكيم	5.290	1.46
المنطقي	3.859	1.29

وقد تم تحليل البيانات في الجدول(39) باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق في المتوسطات الحسابية لدوال المعلومات للنماذج المختلفة. والجدول الآتي يبين عرضاً لنتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية لدوال المعلومات بين النماذج المختلفة:

الجدول(40)

تحليل التباين الأحادي للمتوسطات الحسابية لدوال المعلومات لنماذج تصفية المموهات

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	153.078	3	51.026	**24.230**	0.000
داخل المئينات	825.503	333.055*	2.106		
الكلي	978.581	395			

* وفقاً لطرقة Brown-Forsythe

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لقيم دالة المعلومات عند مستوى الدلالة (α=0.05)، تُعزى لطريقة تصفية المموهات.

وللكشف عن هذه الفروق تم إجراء عملية المقارنات البعدية حسب اختبار (Games-Howell)، والجدول الآتي يوضح هذه المقارنات:

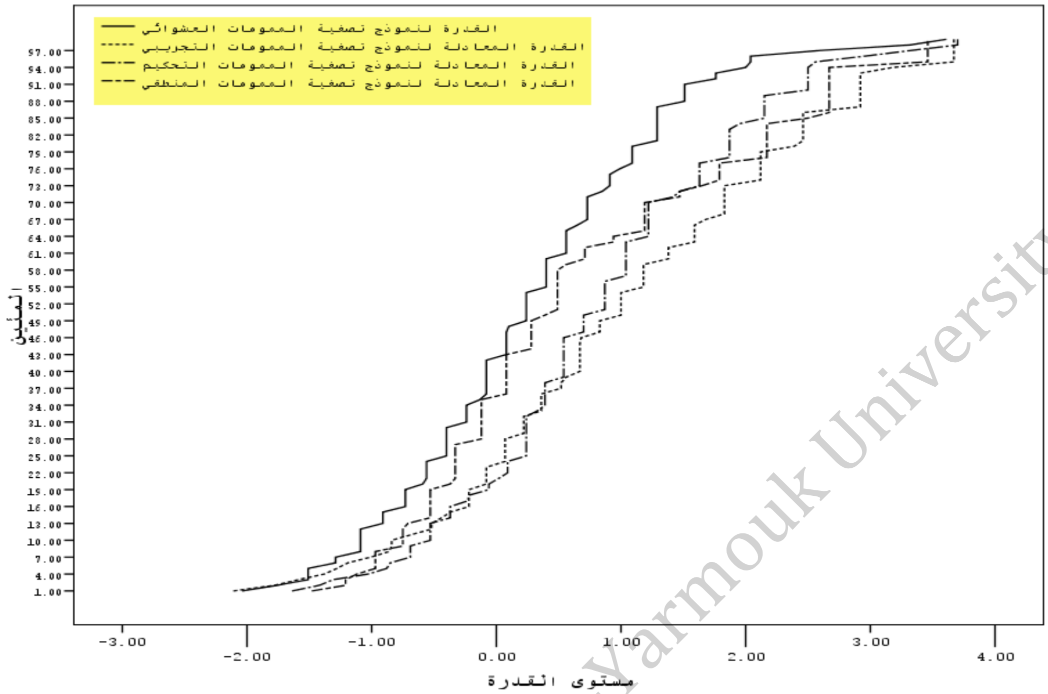
الجدول(41)

المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم دالة المعلومات لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات		منطقي	تجريبي	تحكيم	عشوائي
Games-Howell	المتوسط الحسابي	3.859	4.845	5.290	5.460
المنطقي	3.859				
التجريبي	4.845	**0.986**			
التحكيم	5.290	**1.431**	0.445		
العشوائي	5.460	**1.601**	**0.615**	0.170	

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات قيم دالة المعلومات تُعزى لاختلاف طريقة تصفية المموهات بين طريقتي التصفية التجريبية والتصفية المنطقية ولصالح التصفية التجريبية، وبين طريقتي التصفية المنطقية والتصفية بالتحكيم ولصالح التصفية بالتحكيم، وبين طريقتي التصفية المنطقية والتصفية العشوائية ولصالح التصفية العشوائية، وبين طريقتي التصفية التجريبية والتصفية العشوائية ولصالح التصفية العشوائية، عند مستوى الدلالة (α=0.05).

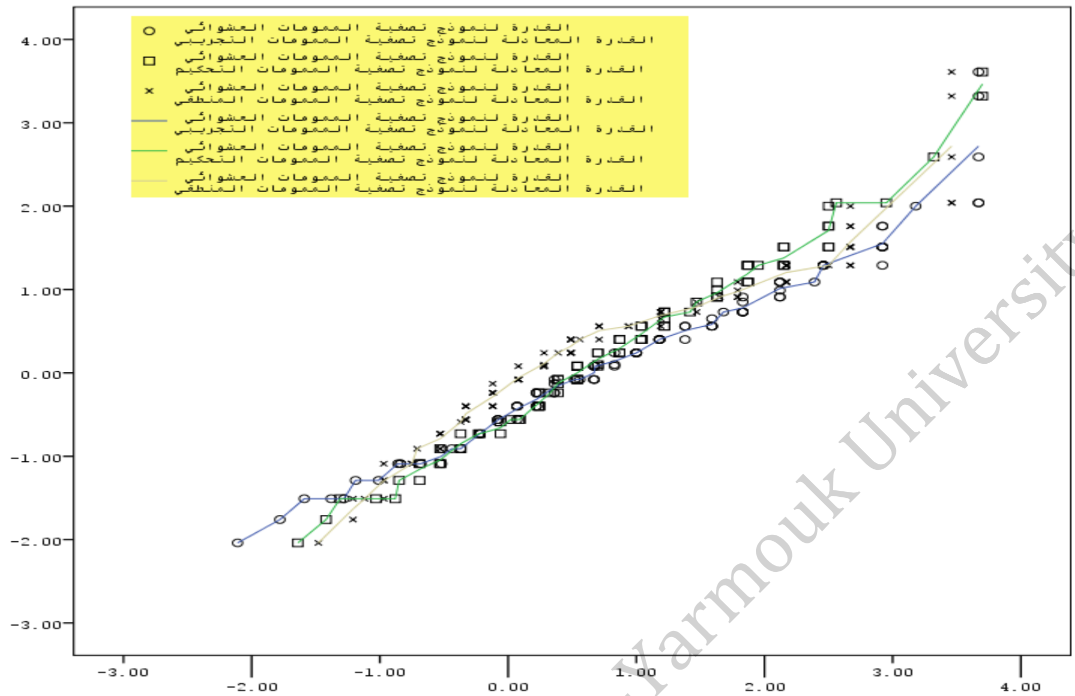
وقد رسمت تقديرات القدرات المتعادلة مقابل الرتب المئينية على المستوى الديكارتي نفسه، ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات.



الشكل (4): تقديرات القدرة المتعادلة عند الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات

إذا أُمعِن النظر في الشكل (4) إلى المئين 70 يُلاحظ أن تقديرات القدرة المقابلة لهذا المئين من كلِّ النماذج متعادلة، أي أن تقدير القدرة 0.73 على نموذج التصفية العشوائية يعادل تقدير القدرة 1.83 على نموذج التصفية التجريبية ويعادل تقدير القدرة 1.22 على نموذج التصفية بالتحكيم ويعادل تقدير القدرة 1.19 على نموذج التصفية المنطقية.

كما تم رسم المنحنى الممهد (Smooth Curve) لتقديرات القدرات لنماذج تصفية المموهات مقابل تقديرات القدرات لنموذج التصفية العشوائية، والشكل(5) يوضح هذا المنحنى:



الشكل(5): المنحنى الممهد لتقديرات القدرات للنماذج المختلفة

يُلاحظ من خلال الشكل شبه تطابق لمنحنيات نموذج التصفية التجريبية مقابل نموذج التصفية العشوائية ونموذج التصفية بالتحكيم مقابل نموذج التصفية العشوائية في منتصف متصل القدرة، ويعود ذلك إلى أن هذه النماذج كانت تقدم نفس القدر من المعلومات تقريباً مع النموذج العشوائي في منتصف متصل القدرة، كما ونلاحظ أن نموذج التصفية المنطقية مقابل نموذج التصفية العشوائية يبتعد قليلاً في منتصف متصل القدرة بسبب إعطائه معلومات أقل من النموذج العشوائي في منتصف متصل القدرة.

وللتحقق من فاعلية ودقة المعادلة وفق النموذج أحادي المعلم (راش)، تم التحقق من فاعلية ودقة القدرات المتعادلة بطريقة الرتب المئينية باستخدام الخطأ المعياري للمعادلة. وتم استخدام الإجراءات نفسها التي استخدمت في طريقتي المعادلة السابقتين، ويبين الملحق (ي) العلامات المعادلة وفقاً لطريقة معادلة الرتب المئينية للقدرة، عند إيجاد تقديرات القدرات المتعادلة باستخدام الرتب المئينية على العينة الأولى والثانية لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات.

ويوضح الجدول (42) الخطأ المعياري للمعادلة وفقاً لطريقة معادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية:

الجدول (42)

قيم الخطأ المعياري وفقاً لطريقة معادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات

المئين	القدرة (العشوائي)	الخطأ المعياري لمعادلة الرتب المئينية للقدرة وفقاً لنموذج تصفية المموهات:			المئين	القدرة (العشوائي)	الخطأ المعياري لمعادلة الرتب المئينية للقدرة وفقاً لنموذج تصفية المموهات:		
		التجريبي	التحكيم	المنطقي			التجريبي	التحكيم	المنطقي
1	-2.04	0.5153	0.3762	0.0000	**51**	0.24	0.1819	0.2503	0.1409
2	-1.76	0.4714	0.1955	0.0000	**52**	0.24	0.2347	0.2503	0.1484
3	-1.51	0.3187	0.1175	0.1152	**53**	0.24	0.2347	0.2503	0.1276
4	-1.51	0.1959	0.2354	0.2632	**54**	0.24	0.2654	0.2285	0.0712
5	-1.51	0.0953	0.3165	0.3290	**55**	0.40	0.2665	0.1470	0.0148
6	-1.29	0.0963	0.3995	0.2813	**56**	0.40	0.1841	0.1288	0.0000
7	-1.29	0.1530	0.4788	0.2166	**57**	0.40	0.0996	0.1043	0.0000
8	-1.09	0.0176	0.3299	0.1587	**58**	0.40	0.0409	0.0180	0.0318
9	-1.09	0.2237	0.1134	0.1662	**59**	0.40	0.0193	0.0000	0.1749
10	-1.09	0.2237	0.0228	0.2341	**60**	0.40	0.0827	0.0000	0.3180
11	-1.09	0.2169	0.0285	0.3021	**61**	0.56	0.1157	0.0000	0.3402
12	-1.09	0.1645	0.0000	0.3096	**62**	0.56	0.0386	0.0000	0.2989
13	-0.91	0.1714	0.0000	0.3096	**63**	0.56	0.0424	0.0000	0.1957
14	-0.91	0.1924	0.0421	0.3534	**64**	0.56	0.0606	0.0000	0.1201
15	-0.91	0.1266	0.0830	0.4191	**65**	0.56	0.0151	0.0870	0.0530
16	-0.73	0.0671	0.1092	0.4430	**66**	0.65	0.0000	0.2088	0.0000
17	-0.73	0.0189	0.1202	0.3827	**67**	0.73	0.0887	0.2900	0.0000
18	-0.73	0.0000	0.0950	0.3224	**68**	0.73	0.1864	0.2125	0.0000
19	-0.73	0.0000	0.0043	0.2970	**69**	0.73	0.2977	0.1167	0.0333
20	-0.59	0.0208	0.0000	0.2970	**70**	0.73	0.3839	0.0152	0.0196
21	-0.56	0.0789	0.0075	0.2970	**71**	0.73	0.4420	0.0000	0.0059
22	-0.56	0.1038	0.0533	0.2970	**72**	0.85	0.4426	0.0409	0.0897
23	-0.56	0.1038	0.0363	0.2970	**73**	0.91	0.4426	0.1123	0.1907
24	-0.56	0.0996	0.0085	0.2970	**74**	0.91	0.4426	0.1702	0.1974
25	-0.40	0.0519	0.0534	0.2970	**75**	0.91	0.4426	0.1277	0.1122
26	-0.40	0.0621	0.0534	0.2970	**76**	0.99	0.4426	0.0136	0.0810
27	-0.40	0.1159	0.0000	0.2577	**77**	1.09	0.3591	0.0000	0.1757
28	-0.40	0.1741	0.0000	0.2004	**78**	1.09	0.2677	0.0000	0.2704
29	-0.40	0.1721	0.0000	0.1532	**79**	1.09	0.1609	0.0356	0.2704
30	-0.40	0.1246	0.0000	0.2178	**80**	1.09	0.0488	0.1187	0.2704
31	-0.24	0.1417	0.0022	0.2824	**81**	1.29	0.0850	0.1979	0.4301
32	-0.24	0.2006	0.0474	0.2662	**82**	1.29	0.2353	0.1979	0.5465
33	-0.24	0.1903	0.0808	0.2107	**83**	1.29	0.1699	0.1979	0.4793
34	-0.24	0.1468	0.0544	0.1552	**84**	1.29	0.0000	0.1425	0.3765
35	-0.13	0.1694	0.0767	0.1005	**85**	1.29	0.0000	0.0099	0.3549
36	-0.08	0.2300	0.0964	0.0746	**86**	1.29	0.0000	0.0291	0.3549
37	-0.08	0.2918	0.0230	0.0930	**87**	1.29	0.0000	0.1309	0.4390
38	-0.08	0.3226	0.0000	0.1431	**88**	1.51	0.0000	0.2327	0.6912
39	-0.08	0.3226	0.0427	0.1431	**89**	1.51	0.0000	0.0897	0.9153
40	-0.08	0.2806	0.0899	0.1431	**90**	1.51	0.0000	0.0000	0.9153
41	-0.08	0.2322	0.1379	0.1431	**91**	1.51	0.0000	0.0000	0.9153
42	-0.08	0.2175	0.1868	0.1431	**92**	1.76	0.0000	0.2078	0.9153
43	0.08	0.2267	0.2286	0.1431	**93**	1.76	0.0000	0.4881	0.7947
44	0.08	0.2651	0.2286	0.1431	**94**	2.00	0.1272	0.8413	0.6598
45	0.08	0.2570	0.2286	0.1650	**95**	2.04	0.2651	0.8518	0.5044
46	0.08	0.2072	0.2675	0.1757	**96**	2.04	0.1272	0.8518	0.2914
47	0.08	0.1565	0.2636	0.1647	**97**	2.59	0.0000	0.8518	0.0785
48	0.10	0.1145	0.2399	0.1100	**98**	3.32	0.0000	0.8518	0.0000
49	0.24	0.1145	0.2160	0.0624	**99**	3.61	0.0000	0.8518	0.0000
50	0.24	0.1145	0.2503	0.0742					

يتضح من خلال الجدول أن قيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية لنموذج التصفية التجريبية تراوحت بين(0.5153 – 0.000) وبمتوسط حسابي مقداره (0.1608)، وتراوحت لنموذج التصفية بالتحكيم بين (0.8518 – 0.000) وبمتوسط حسابي مقداره (0.1615)، ولنموذج التصفية المنطقية تراوحت بين (0.9153 – 0.000) وبمتوسط حسابي مقداره (0.2441)، وتبين هذه النتائج أن القدرات المتعادلة بطريقة الرتب المئينية لنموذج التصفية التجريبية كانت الأكثر دقة وفاعلية عند معظم القدرات المتعادلة، ثم يليها دقة وفاعلية القدرات المتعادلة لنموذج التصفية بالتحكيم، أما القدرات المتعادلة لنموذج التصفية المنطقية كانت الأقل دقة وفاعلية من باقي النماذج، ومدلول ذلك أن بيانات نموذج التصفية المنطقية كانت الأقل مطابقة للنموذج أحادي المعلم (راش)، وبالنظر إلى الجدول (31) يتبين أن أكثر من 11 فقرة و12 فرداً لم تطابق النموذج، وتتفق هذه النتيجة مع نتيجة كل من ساكجز وليستز (Skaggs & Lissitz, 1986a) إذ أظهرت أن نموذج راش هو الأفضل عندما كانت البيانات متطابقة مع النموذج، وتتفق كذلك مع نتيجة سميث وكريمر (smith & Kramer, 1992) اللذين توصلا إلى عدم فاعلية نموذج راش في حالة عدم مطابقة البيانات للنموذج، وأنه في حال مطابقة البيانات لنموذج تكون النتائج لصالحه.

تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية، والجدول الآتي يوضح الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (43)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينة

نموذج تصفية المموهات	العدد	المتوسط الحسابي للخطأ المعياري	الانحراف المعياري للخطأ المعياري
التجريبي	99	0.161	0.13
التحكيم	99	0.162	0.21
المنطقي	99	0.244	0.21

تم تحليل البيانات السابقة باستخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية بين نماذج تصفية المموهات، والجدول التالي يبين عرضاً لنتائج تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفروق بين المتوسطات الحسابية المذكورة في الجدول السابق:

الجدول (44)

تحليل التباين الأحادي لمتوسطات الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية للنماذج المختلفة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين نماذج تصفية المموهات	0.454	2	0.227	**6.489**	0.002
داخل المجموعات	10.275	261.150*	0.035		
الكلي	10.729	296			

*وفقاً لطريقة Brown-Forsythe

يتضح من خلال الجدول وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لقيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية عند مستوى الدلالة (α=0.05)، تُعزى لطريقة تصفية المموهات. وهذه النتيجة تتفق مع ما تم الحصول عليه في المعادلتين السابقتين (لمعادلة الخطية والمعادلة المئينية)، ويعود ذلك الاختلاف بسبب تأثر تقديرات قدرات الأفراد بالطريقة التي تم بها تصفية المموهات.

وللكشف عن هذه الفروق تم إجراء عملية المقارنات البعدية حسب اختبار (Games-Howell)، والجدول الآتي يوضح هذه المقارنات:

الجدول(45)

المقارنات الثنائية بين متوسطات قيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات

نموذج تصفية المموهات		التجريبي	التحكيم	المنطقي
Games-Howell	المتوسط الحسابي	0.161	0.162	0.244
التجريبي	0.161			
التحكيم	0.162	0.001		
المنطقي	0.244	**0.083**	**0.083**	

يتضح من خلال الجدول أن هناك فروقاً دالة إحصائياً بين متوسطات قيم الخطأ المعياري لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية تُعزى لاختلاف طريقة تصفية المموهات بين طريقتي التصفية التجريبية والتصفية المنطقية ولصالح التصفية التجريبية (فيما يتعلق بفاعلية المعادلة، حيث القيمة الأقل هي الأكثر فاعلية)، وبين طريقتي التصفية بالتحكيم والتصفية المنطقية ولصالح التصفية بالتحكيم عند مستوى الدلالة (α=0.05).

وللتحقق من فاعلية معادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات باستخدام محك الصدق التقاطعي، تم استخدام الإجراءات نفسها التي استخدمت في طريقتي المعادلة السابقتين (المعادلة المئينية، والمعادلة الخطية)، لإيجاد الصدق التقاطعي، والجدول الآتي يبين قيم الصدق التقاطعي التي تم الحصول عليها ولكل نموذج من نماذج تصفية المموهات:

الجدول (46)

قيم الصدق التقاطعي لنماذج تصفية المموهات لمعادلة القدرة بطريقة الرتب المئينية

نموذج تصفية المموهات	**الصدق التقاطعي**
التجريبي	0.0031
التحكيم	0.0053
المنطقي	0.0079

يتبين من خلال الجدول أن أصغر قيمة للصدق التقاطعي كانت عند نموذج التصفية التجريبية (0.0031)، ثم عند نموذج التصفية بالتحكيم (0.0053)، وأكبرها كانت عند النموذج المنطقي (0.0079)، أي أن أكثر المعادلات دقة وفاعلية عندما تمت معادلة القدرة للنموذج التجريبي بما يعادلها من قدرات على النموذج العشوائي، وأقلها دقة وفاعلية عندما تمت معادلة القدرة للنموذج المنطقي بما يعادلها من قدرات على النموذج العشوائي، والسبب يعود إلى أن بيانات نموذج التصفية المنطقية كانت الأقل مطابقة من بين النماذج الأخرى لنموذج أحادي المعلم، وتتفق هذه النتيجة مع ما تم التوصل إليه عند حساب الخطأ المعياري لمعادلة القدرة.

كما ويلاحظ أن قيم الصدق التقاطعي وقيم الخطأ المعياري للمعادلة وفق نموذج راش كانت أصغر من القيم التي تم الحصول عليها لنفس المحكين من طريقتي النظرية الكلاسيكية في القياس (الطريقة المئينية، الطريقة الخطية). أي أن دقة وفاعلية المعادلة وفق نموذج راش كانت أفضل من طرق المعادلة القائمة على النظرية الكلاسيكية، مما يظهر تفوق المعادلة وفق نموذج راش على طريقتي المعادلة وفق النظرية الكلاسيكية التي تم استخدامها في الدراسة، وتتفق هذه النتيجة مع الدراسة التي قام بها أيوب (1994) والتي توصل فيها أن نماذج النظرية الحديثة في القياس كانت أكثر فاعلية من طريقتي المعادلة الخطية والمئينية القائمة على النظرية الكلاسيكية، وتتفق مع الدراسة التي قام بها كيم وهانسون (kim & hanson, 2002) والتي أشارا فيها إلى فاعلية طريقة منحنى خصائص الفقرة في معادلة نماذج الاختبارات المختلفة، كما وتتفق مع دراسة كل من الشريفين (2003)، والحواري (2008) والتي أشار كل منهم إلى تفوق نموذج راش على طرق المعادلة القائمة على النظرية الكلاسيكية في القياس، وتتعارض هذه النتيجة مع دراسة سكاجز و ليستز (Skaggs & Lissitz, 1986a) والتي أشارا فيها أن المعادلة المئينية أعطت نماذج أكثر فاعلية مقارنة مع طرق النظرية الحديثة في القياس في حالة المعادلة الأفقية، كما وتتعارض مع دراسة الحياصات (2011) والتي ذكرت تفوق طريقة تكر الخطية القائمة على النظرية الكلاسيكية على طريقة العلامات الحقيقية القائمة على النظرية الحديثة في القياس.

استنتاجات الدراسة:

ذكرت العديد من الدراسات أن الطريقة التي يتم بها تصفية المموهات تؤثر على خصائص الاختبار وفقراته وعلى علامات الأفراد، الأمر الذي يؤثر في عدالة القياس لنماذج الاختبار المكونة بالطرق المختلفة لتصفية المموهات بسبب الاختلاف في خصائص الاختبار وفقراته، وقد توصلت الدراسة إلى ما يلي :

1- التأكيد على ضرورة معادلة العلامات للاختبارات المكونة من طرق تصفية المموهات، لما أظهرته النتائج من تأثر خصائص الاختبار وفقراته وعلامات الأفراد بطريقة تصفية المموهات، ولما أظهرته النتائج من اختلاف واضح في دقة المعادلة وفاعليتها يُعزى إلى طريقة تصفية المموهات.

2- تتأثر دقة وفاعلية المعادلة باختلاف الطريقة التي يتم بها تصفية المموهات، وفق كل طريقة من طرق المعادلة المستخدمة في الدراسة، كما يتضح ذلك من قيم الخطأ المعياري للمعادلة وقيم الصدق التقاطعي.

3- لا يوجد طريقة من طرق تصفية المموهات تفوقت على الطرق الأخرى من حيث دقة وفاعلية المعادلة في جميع طرق المعادلة المستخدمة في الدراسة، إذ أن تفوق كل طريقة من طرق تصفية المموهات على الأخرى اختلف باختلاف طريقة المعادلة المستخدمة.

4- تفوقت طريقة المعادلة وفق نموذج راش على طريقتي المعادلة وفق النظرية الكلاسيكية (طريقة المعادلة المئينية، طريقة المعادلة الخطية)، ثم يليها المعادلة الخطية وأخيرا معادلة الرتب المئينية.

5- تقل فاعلية المعادلة وفق نموذج راش عندما لا تكون البيانات متطابقة مع النموذج، وتزداد دقة وفاعلية المعادلة وفق نموذج راش في حال مطابقة البيانات لافتراضات النموذج.

توصيات الدراسة

في ضوء ما توصلت إليه نتائج الدراسة فإن الباحث يوصي بما يلي:

1- دراسة أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة الاختبار باستخدام طرق معادلة جديدة غير مستخدمة في الدراسة الحالية مثل طريقة تكر الخطية وطريقة ليفن الخطية القائمة على النظرية الكلاسيكية، وطريقة معادلة العلامات الحقيقية القائمة على النظرية الحديثة في القياس. وباستخدام معايير جديدة للحكم على دقة وفاعلية المعادلة غير المستخدمة في الدراسة الحالية كمعيار الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ في المعادلة، ومعيار تحيز المعادلة.

2- دراسة أثر طريقة تصفية المموهات على معادلة الاختبار مع الأخذ بالاعتبار التصحيح لأثر التخمين للدرجات ولمعاملات الصعوبة للفقرات، إذ لم تراعي الدراسة الحالية التخمين، وافترضت بأن التخمين تأثيره متساوٍ.

3- إجراء مقارنة بين دقة وفاعلية المعادلة باستخدام النماذج المختلفة لنظرية الاستجابة للفقرة (النموذج ثلاثي المعلم، والنموذج ثنائي المعلم، بالإضافة إلى النموذج أحادي المعلم (راش))، نظراً لاختلاف التشدد في افتراضات كل نموذج من نماذج نظرية الاستجابة للفقرة.

قائمة المراجع

المراجع العربية

أبو جراد، حمدي. (1997). ***أثر الحذف التجريبي والعشوائي للمموهات في فقرات اختبار التحصيل من نوع الاختيار من متعدد على خصائصه السيكومترية***. رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

أيوب، حسين. (1994). **المقارنة بين أربع طرق للمعادلة عندما يكون التصميم من مجموعات متكافئة وغير متكافئة**. رسالة دكتوراه غير منشورة، الجامعة الأردنية، عمان الأردن.

ثورندايك، وهيجن.(1986). ***القياس والتقويم في علم النفس والتربية***. (ترجمة: عبد الله زيد الكيلاني، وعبد الرحمن عدس)، عمان : مركز الكتب الأردني.

الحواري، أروى. (2008). **الخصائص السيكومترية لصور مختارة من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب في الاردن ومعادلة درجاتها**. رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الاردن.

الحياصات، خالد. (2011). **مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة نموذجي اختبار مع بقاء الفقرات ذات الأداء التفاضلي للجنس وحذفها**. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

الشريفين، نضال. (2003). **مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة اختبارين أحدهما ثنائي التدريج و الآخر متعدد التدريج وفق النظرية الكلاسيكية و النظرية الحديثة في القياس**. رسالة دكتوراة غير منشورة، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان، الأردن.

ظاظا، حيدر. (2000). ***المقارنة بين أثر أربع طرق لحذف المموهات في فقرات اختبار الاختيار من متعدد على الخصائص السيكومترية للاختبار وفقراته***. رسالة ماجستير غير منشورة، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.

علام، صلاح الدين. (2005). **نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي**. القاهرة: دار الفكر العربي

عودة، أحمد. (2010). **القياس و التقويم في العملية التدريسية**. اربد : دار الأمل للنشر والتوزيع.

عيلبوني، سمير. (2007). **أثر عدد البدائل وتمييز المموهات في فقرات الاختيار من متعدد على التوافق مع نموذج ثلاثي المعلم**. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

الكعابنة، نايل. (2009). **أثر طريقة اختيار المموهات لفقرات اختبار الاختيار من متعدد في خصائصها السيكومترية وفق النظرية الكلاسيكية والنظرية الحديثة في القياس**. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، اربد، الأردن.

الكيلاني، عبدالله وعدس، عبد الرحمن والتقي، أحمد. (1993). **القياس والتقويم في التعلم والتعليم**. القدس: جامعة القدس المفتوحة.

المدانات، صبري. (2004). **تطوير اختبار رياضيات متعدد المستويات للصفوف الأساسية (3-6) بفقرات متعددة التدريج**، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة عمان العربية، عمان، الأردن.

المراجع الأجنبية:

Aiken, L. (2003). *Psychological testing and assessment*. Boston: Pearson Education Group.

Allen, M. J. & Yen, W. M. (1979). *Introduction to measurement theory*. California: Cole Publishing Company.

Baker, F. (2001). *The basics of item response theory*. USA: ERIC Clearinghouse on Assessment & Evaluation.

Cizek, G. & O'Day, D. (1994). Further investigation of nonfunctiong options in multiple-choice test items. *Educational and Psychological Measurement*, 54(4), 861-872.

Crocker, L. & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory.* New York : Holt, Rinehart & Winston.

Gronlund, N. & Linn, R. (1990). *Measurement and evaluation in teaching*. New York: Macmillan Publishing Company.

Hambleton, R. & Swaminathan, H. (1985). *Item response theory principles and application.* Boston*: Kluwer* - Nijgoff Publishing.

Hambleton, R. Swaminathan, H. & Rogers, H. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Newbery Park : SAGE Publications.

Hakstian, A. & Whalen, T. (1976). A k-samples significance test for independent alpha coefficients. *Psychometrika*, 41(2), 219-231.

Heh, V. (2007). *Equating accuracy using small samples in the random groups design*. (Doctoral dissertation, Ohio University) http://etd.ohiolink.edu/view.cgi?acc_num=ohiou1178299995.

Holland, P. & Rubin, D. (1982). *Test equating*. N. Y : Academic Press.

Kim, S. & Hanson, B. (2002). Test equating under the multiple – choice model. *Applied Psychological Measurement*, 26(3), 255 – 270.

Kolen, M.& Brennan, R. (1987). Linear equating models for the common-item nonequivalent-population design. *Applied Psychological Measurement*, 11(3), 263 – 277.

Kolen, M.& Brennan, R. (2004).*Test Equating, scaling, and linking methods and linking*. New York: Springer Science and Business Media, LLC.

Lord, F. & Wingersky, M. (1984). Comparison of IRT true-score and equiprecentile observed-score equating. *Applied Psychological Measurement*, 8, 452 – 461.

Peterson, N., Kolen, M. & Hoover, H. (1989). Scaling norming and equating. *Educational Measurement*, (ED). By Linn, R. L.: (3rd ed). Washington, D.C.: American Council on Education, 241-262.

Skaggs, G. & Lissitz, R. (1986). IRT test equating relevant issues and a review of recent research. *Review Of Educational Research*. 56(4), 495-529.

Skagges, G. & Lissitz, R. (1986a). An exploration of the robustness of four test equating models. *Applied Psychological Measurement*,10(3), 303 – 317.

Smith, R. & Kramer, G. (1992). A comparison of two methods of test equating in the rasch model. *Educational and Psychological Measurement*, 52(4), 835-846.

Suen, H. (1990). *Principles of test theory*. Hillsdale, NJ : Lawrence Elbaum.

الملاحق

الملحق(أ)

الموضوعات والأهداف التي تضمنتها وحدة الجبر من كتاب الصف السابع الأساسي والأهمية النسبية لكل نتاج

المحتوى

الأهمية النسبة لكل نتاج

النتاجات التعليمية:

1-كتابة تعابير جبرية تتضمن المتغيرات

الأهداف الخاصة لهذا النتاج :

أ- يتعرف مفهوم المتغير ومفهوم الثابت

ب- يتعرف مفهوم الحد الجبري

ج- يميز بين الحد الجبري والمقدار الجبري

%27

د- يحدد معاملات الحدود الجبرية

ه- كتابة تعبير جبري لمسألة حياتية

و- ذكر عدد الحدود الجبرية للمقادير الجبرية

2-حساب القيمة العددية لتعبير جبري

الأهداف الخاصة لهذا النتاج :

أ- حساب قيمة عددية لمقدار جبري %5

3-يتعرف مفهوم الجملة المفتوحة

الأهداف الخاصة لهذا النتاج :

أ- تعريف مفهوم الجملة المفتوحة

ب- التمييز بين جملة مفتوحة وغيرها(تصنيف الجمل الى صحيحة،خاطئة،مفتوحة) %9

4-تحديد مجموعة التعويض ومجموعة الحل للجمل المفتوحة

الأهداف الخاصة لهذا النتاج :

أ- كتابة مجموعة التعويض للجمل المفتوحة

ب- تعرف مفهوم مجموعة الحل %13

ج- تحديد مجموعة الحل ومجموعة التعويض لجملة مفتوحة

5-حل المعادلات الخطية بمتغير واحد

الأهداف الخاصة لهذا النتاج :

أ- يميز بين المعادلة الخطية من الدرجة الاولى من غيرها من المعادلات

ب- يتعرف على الصورة لعامة للمعادلة من الدرجة الاولى بمتغير واحد

ج- وضع المعادلة الخطية من الدرجة الاولى بالصورة العامة أ س + ب = صفر %23

د- يتعرف على مفهوم المعادلة و مفهوم حل المعادلة

ه- حل المعادلات الخطية من الدرجة الاولى بمتغير واحد

6- ترجمة التعبير اللفظى إلى معادلة خطية وبالعكس

الأهداف الخاصة لهذا النتاج :

أ- تعرف مفهوم التعبير اللفظي

ب- تكوين معادلة مرتبطة بمسألة حياتية معينة %18

ج- تحويل التعابير اللفظية إلى معادلات خطية

د- تحويل المعالات الخطية إلى صورة تعبير لفظي

7-توظيف حل المعادلات الخطية فى حل مشكلات حياتية

الأهداف الخاصة لهذا النتاج :

أ- حل مسائل عملية على المعادلات الخطية. %5

الملحق (ب)

ملخص التقرير الخاص بمجموعة مشرفي ومعلمي الرياضيات لتحكيم المعايير الخاصة بصدق المحتوى للاختبار

1- تصحيح نص الفقرة في الاختبار التي تنص " **المعادلة من الدرجة الأولى بمتغير واحد هي المعادلة التي تحتوي** " بوضع كلمة على في أخر نص الفقرة وليس ضمن البدائل ليصبح نص الفقرة " **المعادلة من الدرجة الاولى بمتغير واحد هي المعادلة التي تحتوي على** ".

2- اقترحوا تعديل كتابة البديل ج في الفقرة التي تنص " **مجموعة الحل للمعادلة 4س+2س-1 =11 علما ان مجموعة التعويض هي ط(الاعداد الطبيعية) هو** " فالبديل مكتوب على شكل {6/10 } وإعادة كتابته بالطريقة التالية { $\frac{10}{6}$ } لأن هذه الطريقة في الكتابة مألوفة أكثر لدى طلاب الصف السابع في كتابة الكسر بينما الطريقة الأخرى في كتابة الكسر غير مألوفة لديهم.

3- تعديل كتابة بعض البدائل التي تحتوي على مقادير جبرية تحتوي على اشارة ناقص (−) ووضع مسافات مناسبة لكي لا يقرأها الطالب على شكل أُس مثل البديل (هـ) في الفقرة رقم التي تنص " **إذا أُنقص عدد بمقدار 5 أصبح الناتج 70، المعادلة المرتبطة بالتعبير اللفظي هي** ".

4- تعديل نص الفقرة التي تنص " **عندما س=3 و ص=4 فان قيمة س+ص تساوي** " ليصبح نصها " **عندما س=3 و ص=4 فان القيمة العددية للمقدار الجبري س+ص تساوي** ".

5- تعديل نص الفقرة التي تنص " **صيغة المعادلة 4ص+8=16 بصورة تعبير لفظي هي** " ليصبح نصها " **التعبير اللفظي الذي يعبر عن عن المعادلة 4ص+8=16 هو** "

6- اقترحو وضع الفقرة التي تنص " **عدد الحدود في المقدار الجبري 2ص + 3س – 2ع يساوي** " قبل الفقرة التي تنص " **المعادلة 39- س = 10 معادلة من الدرجة** " في الاختبار حتى يميز الطالب عدد الحدود الجبرية عن درجة المعادلة لما قد يخلط به الطالب بين المفهومين.

7- تعديل نص الفقرة التي تنص " **يتقاضى وليد 5 دنانير عن كل ساعة عمل وتتقاضى حنان 6 دنانير عن كل ساعة عمل فاذا عمل كل منهما عدد من الساعات فإن التعبير الجبري الذي يمثل ما يتقاضاه الاثنان معا هو** " في الاختبار ووضع ما يمثله كل من س وص ليصبح نصها " **يتقاضى وليد 5 دنانير عن كل ساعة عمل وتتقاضى حنان 6 دنانير عن كل ساعة عمل فإذا عمل وليد س من الساعات وعملت حنان ص من الساعات فإن التعبير الجبري الذي يمثل ما يتقاضاه الإثنان معاً هو.**

8- اتفقوا جميعا أن الاختبار صادق في محتواه وشامل لجميع أجزاء الوحدة وأن فقراته شاملة للأهداف الخاصة لكل نتاج وأن جميع فقراته مطابقة للأهداف التي وضعت من أجلها هذه الفقرات.

الملحق (ج)

ملخص التقرير الخاص بمجموعة مختصي القياس والتقويم لتحكيم المعايير الخاصة بالفقرات :

1- يفضل أن تكون البدائل في كل سؤال متساوية في الحجم وتم تعديل حجوم بعض البدائل مثل البدائل في الفقرة التي تنص " **يتكون المقدار الجبري من** " .

2- تم الاتفاق على التوزيع العشوائي للبدائل الصحيحة وأن الاختبار يراعي التوزيع العشوائي للبدائل الصحيحة.

3- يفضل ترتيب البدائل في الفقرة التي تنص " **عدد الحدود في المقدار الجبري 2ص + 3س – 2ع يساوي** " من الأصغر إلى الأكبر.

4- اتفقوا على أن تبدأ البدائل في الفقرة الأولى التي تنص " **تستخدم الأعداد للتعبير عن** " بأل التعريف.

5-تم الاتفاق على تغيير صيغة الفقرة التي تنص " **المعادلة 39- س = 10 معادلة من الدرجة** " و ذلك بإضافة كلمة (تعتبر) في أول المتن لتصبح " **تعتبر المعادلة 39- س = 10 معادلة من الدرجة** "

6-تم الاتفاق على تعديل البديل (هـ) و البديل (و) في الفقرة التي تنص " **عددان طبيعيان متتاليان مجموعهما 101، المعادلة المرتبطة بالتعبير اللفظي هي** " .

7- إقترح دكتور أساليب تدريس الرياضيات بأنه يفضل إعتبار الاختبار يقيس المعرفة الرياضية بدلاً من القدرة الرياضية لأن المعرفة الرياضية تُصنف إلى مفاهيم وتعميمات ومهارات ومسائل وبذلك فهي أعم وأشمل من القدرة الرياضية التي لا تأخذ إلا المستويات العقلية العليا علماً بأن الاختبار يراعي في فقراته كل من المفاهيم والتعميمات والمهارات والمسائل.

الملحق (د)

اختبار الرياضيات في وحدة الجبر للصف السابع الاساسي

أخي الطالب :

بين يديك اختبار لقياس المعرفة الرياضية للصف السابع الأساسي بمحتوى الوحدة الدراسية الرابعة من الكتاب المدرسي المقرر من قبل وزارة التربية والتعليم يتكون من 34 سؤال من نوع الاختبارات الموضوعية (الاختيار من متعدد)، حيث تتم الإجابة عن كل سؤال من خلال وضع دائرة حول رمز الإجابة الصحيحة لكل سؤال من هذه الأسئلة.

أرجو قراءة كل سؤال بعناية وإجابة جميع الأسئلة وعددها 34 بوضع دائرة حول رمز الإجابة الصحيحة لكل سؤال.

شاكرين لكم تعاونكم.

الإسم :. .... المدرسة: ....

- **تستخدم الأعداد للتعبير عن :**
أ) المتغيرات ب) الثوابت ج) القياس د) المثال هـ) المعادلة و) الحد الجبري

- **تستخدم الحروف للتعبير عن :**
أ) الثوابت ب) المعاملات ج) المتغيرات د) الحد الجبري هـ) المقدار الجبري و) القياس

- **اذا كانت س = 20، ص= -1، ع = 3 فإن القيمة العددية للمقدار الجبري 2س- ص+3ع تساوي :**
أ) 48 ب) 126 ج) 38 د) 24 هـ) 50 و) 132

- **إذا كانت مجموعة التعويض = {0,1,2... ،10} فإن مجموعة الحل للجملة المفتوحة س+5 < 8 هي :**
أ) {0، 1، 2، 3.. ،6} ب) {0، 1، 2، 3.. ، 7} ج) {1، 2}
د) {5، 6، 7} هـ) {0,1، 2} و) {0,1}

- **الرمز س في الحد الجبري 7س يسمى :**
أ) متغير ب) ثابت ج) معامل د) حد جبري هـ) عدد ما و) مقدار جبري

- **العدد 5 في الحد الجبري 5ص يسمى :**
أ) متغير ب) حد جبري ج) رمز د) مقدار جبري هـ) معادلة و) معامل ص

- **يمكن تعريف الحد الجبري بأنه يتكون من :**
أ) حاصل ضرب ثابت بمتغير أو أكثر
ب) أحرف و أرقام
ج) مجموعة متغيرات
د) عوامل المتغيرات
هـ) حاصل ضرب متغير بمتغير أو أكثر
و) مجموعة ثوابت

- **إذا كان مع أحمد س دينار وكان مع خالد مبلغ من المال يزيد 5 دنانير عن ما مع أحمد فإن المقدار الجبري الذي يمثل المبلغ الذي مع خالد هو :**
أ) س - 5 ب) س = 5 ج) س+5 د) 5س هـ) س+8 و) 5س+س

- **يتقاضى وليد 5 دنانير عن كل ساعة عمل وتتقاضى حنان 6 دنانير عن كل ساعة عمل فإذا عمل وليد س من الساعات وعملت حنان ص من الساعات فإن التعبير الجبري الذي يمثل ما يتقاضاه الإثنان معا هو :**
أ) 5س+6س ب) 5س+6ص ج) 5س-6ص د) 11س هـ) 5+6+س و) 5+س

- **يتكون المقدار الجبري من :**
أ) ثابت و متغير بينهما عملية الضرب و القسمة
ب) معامل و متغير بينهما عملية الضرب و القسمة
ج) عددين أو أكثر بينهما عملية الجمع أو الطرح
د) واحد أو أكثر من الحدود الجبرية بينها عملية الجمع أو الطرح
هـ) مجموعة متغيرات تحتوي على عملية الضرب و القسمة
و) مجموعة عوامل تحتوي على عملية الجمع او الطرح

- **إذا كانت س=6 و ص=2 فإن القيمة العددية للمقدار الجبري 3س-2ص تساوي :**
أ) 8 ب) (-14) ج) 22 د) 14 هـ) 16 و) 32

- **تصنف الجملة س+5=3 على أنها جملة :**

أ) صحيحة ب) مفتوحة ج) مجهولة د) خاطئة هـ) خالية و) غير منتهية

- **تصنف الجملة 1 ∍ {3، 9 } على أنها جملة :**

أ) صحيحة ب) مفتوحة ج) مجهولة د) غير منتهية هـ) خالية و) خاطئة

- **حصل أحد طلبة الصف السابع على العلامات الاتية 71،94،82،80 فإن العلامة التي يجب أن يحصل عليها الطالب في الإمتحان القادم حتى يحصل عى معدل 85 هي :**

أ) 98 ب) 92 ج) 91 د) 89 هـ) 85 و) 82

- **تعرف مجموعة الحل للجملة المفتوحة على أنها :**

أ) مجموعة التعويض
ب) المجموعة التي لها بداية و ليس لها نهاية
ج) مجموعة الأعداد التي تجعل الجملة المفتوحة صحيحة
د) المجموعة التي تتكون من متغيرات
هـ) مجموعة الأعداد التي تجعل الجملة المفتوحة خاطئة
و) مجموعة الأعداد النسبية

- **عندما س=3 و ص=4 فإن القيمة العددية للمقدار الجبري س+ص تساوي :**

أ) 12 ب) 1 ج) (-1) د) 7 هـ) 8 و) 6

- **إذا كانت مجموعة التعويض = { 1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 8 } فإن مجموعة الحل للجملة المفتوحة (ص من مضاعفات العدد 3) هي :**

أ) { 3، 6 ،9 ،12 } ب) Φ ج) {1، 3، 5، 7 } د) { 3 ، 6 }
هـ) {1، 2.. ، 9 } و) {1 ، 3 ، 6 ، 9 }

- **الصورة العامة للمعادلة من الدرجة الأولى بمتغير واحد هي :**

أ) أس+س+أ=0 ب) أس- ب=0 حيث ب ≠ 0 ج) أس+ب=0 حيث أ ≠ 0 د) أس+ب ≠ 0 حيث أ ≠ 0 هـ) أس- ب=0 حيث أ ≠ 0 و) أس+ب=0 حيث أ = 0

- **عند وضع المعادلة 6س – 4س +4 =8 بالصورة العامة للمعادلة الخطية من الدرجة الأولى فإنها تصبح :**

أ) 2س+4=8 ب) 4س+2=4 ج) 2س-4=0 د) 10س-4=0 هـ) 2س+12=0 و) 2س-12=0

- **عند وضع المعادلة 6س-10 = 3س-4 بالصورة العامة للمعادلة الخطية من الدرجة الأولى فإنها تصبح:**

أ) 9س+14=0 ب) 3س-6=0 ج) 3س+6=0 د) 3س-6=14
هـ) 9س-14=0 و) 3س+6=-6

- **عدد الحدود في المقدار الجبري 2ص + 3س – 2ع يساوي :**

أ) 1 ب) 2 ج) 3 د) 4 هـ) 5 و) 6

- **يسمى العدد الذي يجعل المعادلة جملة صحيحة :**

أ) عدد صحيح ب) حلا للمعادلة ج) متغير د) معامل هـ) عدد طبيعي و) عدد نسبي

- **صندوق فيه 64 علبة عصير شربت العائلة س علبة وبقي ص من العلب، المعادلة التي تمثل المسألة هي :**

أ) س+64س=ص ب) 64- س=ص ج) س- ص=64 د) 64س- ص=0
هـ) س-64=ص و) 4س+6ص=20س

- **التعبير اللفظي الذي يعبر عن المعادلة 4ص+8=16 هو :**
  أ) 4 أمثال عدد ما مضافا اليها 8 أمثال من نفس العدد يساوي 16
  ب) 4 أمثال عدد ما مقسوما على 8 يساوي 16
  ج) العدد 4 مضروب بالمتغير ص مضافا اليها 16 يساوي 8
  د) 4 أمثال عدد ما مطروحا منه 8 يساوي 16
  هـ) 4 أمثال عدد ما مضافا اليها 16 يساوي 8
  و) 4 أمثال عدد ما مضافا اليها 8 يساوي 16

- **حل المعادلة 3س-3=9 حيث س عدد طبيعي هو :**

أ) س=1 ب) س=9 ج) س=2 د) س=3 هـ) س=12 و) س=4

- **مجموعة الحل للمعادلة 4س+2س-1 =11 علماً أن مجموعة التعويض هي ط(الاعداد الطبيعية) هي :**

أ) { 11 } ب) { 6 } ج) { $\frac{10}{6}$ } د) { 1، 2، 4، 11 } هـ) { 12 }
و) { 2 }

- **حل المعادلة $\frac{س}{4}$ -7 = 3 إذا كانت مجموعة التعويض ن (الاعداد النسبية) هو :**

أ) س=7 ب) س=$\frac{10}{4}$ ج) س=3 د) س=40 هـ) س=10 و) س=19

- **يعرف مفهوم التعبير اللفظي بأنه :**
  أ) التعبير عن المعادلة الرياضية بالأعداد
  ب) التعبير عن المعادلة الرياضية بالمتغيرات
  ج) التعبير عن المعادلة الرياضية بالرموز
  د) التعبير عن المعادلة الرياضية بالثوابت و المتغيرات
  هـ) التعبير عن المعادلة الرياضية بالكلمات
  و) تحويل المعادلة الرياضية إلى حدود جبرية

- **إذا أُنقص عدد بمقدار 5 اصبح الناتج 70، المعادلة المرتبطة بالتعبير اللفظي هي :**

أ) س+5=70 ب) 5- س= 70 ج) 5س=70 د) 5س-5=70
هـ) س - 5= 70 و) 5س - 70=0

- **عددان طبيعيان متتاليان مجموعهما 101، المعادلة المرتبطة بالتعبير اللفظي هي :**

أ) 2س+س=101 ب) س+2س+1=101 ج) 2س+2=101 د) 2س+1=101
هـ) 2س-2=101 و) 2س+س-1=101

- **تعرف الجملة المفتوحة بأنها :**
  أ) جملة غير منتهية
  ب) جملة لا يمكن معرفة حلها
  ج) جملة تحتوي على عدد أو أكثر
  د) جملة تحتوي على كلمة أو أكثر
  هـ) جملة تحتوي على متغير أو أكثر
  و) جملة تتكون من مجموعة من الأعداد الطبيعية

- **عمر مجد يعادل ستة أمثال عمر شهد مضافا إليها إثنان فإذا كان عمر مجد 22 عاماً فكم عمر شهد ؟المعادلة التي تمثل المسألة هي :**
  أ) 6س+2=22 ب) 6(س+2)=22 ج) 2س-6=22 د) 6س-2=22
  هـ) 2-6س=22 و) 6(س-2)=22

- **إذا كان عمر مؤمن قبل سنتين يساوي 16 سنة فإن عمره الآن يساوي :**
  أ) 6 سنوات ب) 32 سنة ج) 14 سنة د) 18 سنة هـ) 9سنوات و) 8 سنوات

- **مستطيل طوله يزيد على مثلي عرضه بمقدار 3 أمتار. إذا علم أن محيط المستطيل 30 متراً فإن أبعاده تساوي :**
  أ) 10م، 4م ب) 11م، 4م ج) 23م، 10م د) 17م، 7م
  هـ) 27م، 12م و) 15م، 6م

الملحق (هـ)

العلامات الملاحظة المتعادلة باستخدام الرتب المئينية لنماذج تصفية المموهات على العينتين العشوائيتين

المئين	العلامة الملاحظة (العشوائي)	المجموعة العشوائية الأولى - نموذج تصفية المموهات			المجموعة العشوائية الثانية - نموذج تصفية المموهات		
		التجريبي	التحكيم	المنطقي	التجريبي	التحكيم	المنطقي
1	1	4.0	7.0	2.0	5.0	3.0	2.0
2	4	4.3	7.0	2.0	5.2	3.0	2.0
3	4	5.5	7.0	3.0	5.7	4.0	3.4
4	4	6.0	7.0	4.7	6.3	5.0	5.2
5	5	6.0	7.0	6.1	6.9	5.5	6.0
6	5	6.5	7.0	6.5	8.0	6.0	6.0
7	5	7.1	7.2	6.9	9.1	6.5	6.2
8	6	8.3	7.6	7.0	9.6	7.0	6.6
9	6	9.0	8.0	7.0	10.2	8.0	7.1
10	7	9.0	8.0	7.2	10.8	9.0	7.5
11	7	9.4	8.0	7.6	11.4	9.5	8.0
12	7	10.0	8.4	8.0	12.0	10.0	8.4
13	8	10.0	8.9	8.0	12.0	10.0	8.9
14	8	10.1	9.3	8.0	12.1	10.0	9.0
15	8	10.7	9.8	8.6	12.7	10.5	9.0
16	8	11.3	10.2	9.4	13.0	11.0	9.2
17	9	11.9	10.7	10.1	13.0	11.5	9.7
18	9	12.0	11.1	10.6	13.0	12.0	10.0
19	9	12.0	11.6	11.0	13.0	12.0	10.0
20	9	12.0	12.0	11.0	13.0	12.0	10.0
21	9	12.2	12.0	11.0	13.0	12.0	10.5
22	10	12.8	12.0	11.0	13.0	12.0	10.9
23	10	13.3	12.4	11.0	13.3	12.5	11.0
24	10	13.9	12.8	11.1	13.9	13.0	11.0
25	10	14.0	13.3	11.5	14.0	13.0	11.0
26	11	14.1	13.7	11.9	14.0	13.0	11.0
27	11	14.7	14.0	12.0	14.0	13.0	11.0
28	11	15.0	14.0	12.0	14.0	13.0	11.0
29	12	15.0	14.0	12.0	14.0	13.0	11.0
30	12	15.0	14.0	12.0	14.4	13.0	11.0
31	12	15.0	14.0	12.0	15.0	13.0	11.0
32	12	15.0	14.0	12.0	16.1	13.0	11.0
33	13	15.3	14.0	12.0	17.0	13.0	11.0
34	13	16.4	14.0	12.0	17.0	13.0	11.3
35	13	17.0	14.0	12.0	17.0	13.5	11.8
36	13	17.0	14.2	12.1	17.0	14.0	12.0
37	14	17.5	14.7	12.5	17.0	14.0	12.0
38	14	18.0	15.0	13.0	17.0	14.0	12.0
39	14	18.0	15.0	13.0	17.0	14.0	12.0
40	14	18.0	15.0	13.0	17.0	14.0	12.0
41	14	18.0	15.5	13.0	17.0	14.0	12.5
42	14	18.4	15.9	13.0	17.4	14.0	12.9
43	14	18.9	16.0	13.1	17.9	14.0	13.0
44	15	19.5	16.0	13.5	18.0	14.0	13.0
45	15	20.1	16.3	13.9	18.0	14.5	13.0
46	15	20.7	16.7	14.0	18.0	15.0	13.0
47	15	21.0	17.0	14.0	18.0	15.0	13.0
48	15	21.0	17.0	14.3	18.0	15.0	13.0
49	16	21.4	17.0	15.2	18.4	15.0	13.1
50	16	22.0	17.0	16.0	19.0	15.0	14.0
51	16	22.0	17.0	16.0	19.6	15.5	14.9
52	16	22.2	17.4	16.0	20.0	16.0	15.0
53	16	22.7	17.9	16.0	20.0	16.0	15.0

المئين	العلامة الملاحظة (العشوائي)	المجموعة العشوائية الأولى نموذج تصفية المموهات			المجموعة العشوائية الثانية نموذج تصفية المموهات		
		التجريبي	التحكيم	المنطقي	التجريبي	التحكيم	المنطقي
54	17	23.0	18.0	16.0	20.6	16.0	15.0
55	17	23.0	18.0	16.0	21.8	16.0	15.0
56	17	23.0	18.2	16.0	22.0	16.0	15.2
57	17	23.0	18.7	16.0	22.0	16.0	15.7
58	17	23.0	19.0	16.4	22.0	16.0	16.0
59	17	23.0	19.0	16.8	22.0	16.0	16.0
60	17	23.0	19.0	17.0	22.0	16.0	16.0
61	17	23.0	19.0	17.0	22.0	16.5	16.5
62	17	23.0	19.0	17.1	22.0	17.0	16.9
63	18	23.5	19.0	17.9	22.5	17.0	17.4
64	18	24.0	19.0	18.8	23.0	17.0	17.8
65	18	24.0	19.3	19.0	23.0	17.5	18.0
66	18	24.0	19.7	19.0	23.0	18.0	18.0
67	18	24.0	20.0	19.3	23.0	18.0	18.2
68	19	24.0	20.0	20.1	23.4	18.0	18.6
69	19	24.0	20.0	21.0	24.0	18.0	19.1
70	19	24.0	20.0	21.0	24.0	18.0	19.5
71	19	24.0	20.0	21.0	24.0	18.5	20.0
72	19	24.0	20.0	21.0	24.0	19.0	20.0
73	19	24.0	20.0	21.0	24.0	19.0	20.0
74	20	24.0	20.0	21.1	24.0	19.0	20.0
75	20	24.5	20.0	21.5	24.5	19.0	20.0
76	20	25.0	20.2	21.9	25.0	19.0	20.2
77	20	25.0	20.7	22.0	25.0	19.5	20.7
78	20	25.0	21.0	22.0	25.2	20.0	21.1
79	21	25.0	21.0	22.2	25.8	20.0	21.6
80	21	25.0	21.0	22.6	26.0	20.0	22.0
81	21	25.0	21.0	23.0	26.0	20.5	22.0
82	22	25.0	21.0	23.0	26.0	21.0	22.0
83	22	25.1	21.4	23.0	26.0	21.0	22.0
84	22	25.7	21.8	23.0	26.0	21.0	22.0
85	22	26.0	22.3	23.0	26.0	21.5	22.0
86	22	26.0	22.7	23.0	26.0	22.0	22.0
87	22	26.0	23.0	23.0	26.5	22.0	22.0
88	22	26.0	23.0	23.0	27.0	22.0	22.0
89	23	26.6	23.1	23.0	27.0	22.0	22.1
90	23	27.0	24.0	23.0	27.0	22.0	22.5
91	23	27.0	24.9	23.2	27.0	22.5	23.0
92	23	27.4	25.0	23.6	27.0	23.0	23.8
93	23	27.9	25.0	24.1	27.0	23.0	24.7
94	24	28.0	25.3	24.5	27.0	23.0	25.0
95	24	28.0	25.8	24.9	27.1	23.5	25.0
96	24	28.0	26.0	25.3	27.7	24.0	25.0
97	25	28.0	26.0	25.7	28.0	24.5	25.0
98	26	28.0	26.0	26.0	28.0	25.0	25.0
99	26	28.0	26.0	26.0	28.0	25.0	25.0

الملحق (و)

العلامات المعادلة وفقاً لطريقة المعادلة الخطية، عند تحويل العلامات الملاحظة من النموذج العشوائي إلى ما يعادلها من العلامات على العينة الأولى والثانية من نماذج تصفية المموهات.

نموذج تصفية المموهات العشوائي		المجموعة العشوائية الأولى: العلامة المعادلة لنموذج تصفية المموهات			المجموعة العشوائية الثانية: العلامة المعادلة لنموذج تصفية المموهات		
العلامة الملاحظة	التكرار	التجريبي	التحكيم	المنطقي	التجريبي	التحكيم	المنطقي
1	2	3.34	3.97	1.27	4.29	3.59	1.12
2	1	4.46	4.86	2.29	5.34	4.43	2.10
4	7	6.70	6.65	4.31	7.42	6.10	4.05
5	5	7.83	7.54	5.33	8.46	6.94	5.03
6	5	8.95	8.44	6.34	9.50	7.78	6.01
7	7	10.07	9.33	7.35	10.55	8.62	6.98
8	9	11.19	10.22	8.36	11.59	9.45	7.96
9	11	12.31	11.12	9.38	12.63	10.29	8.94
10	8	13.44	12.01	10.39	13.67	11.13	9.92
11	8	14.56	12.90	11.40	14.72	11.97	10.89
12	8	15.68	13.80	12.42	15.76	12.81	11.87
13	9	16.80	14.69	13.43	16.80	13.64	12.85
14	16	17.92	15.58	14.44	17.84	14.48	13.83
15	11	19.05	16.48	15.45	18.89	15.32	14.80
16	10	20.17	17.37	16.47	19.93	16.16	15.78
17	21	21.29	18.26	17.48	20.97	17.00	16.76
18	11	22.41	19.16	18.49	22.01	17.83	17.74
19	12	23.54	20.05	19.51	23.05	18.67	18.71
20	11	24.66	20.95	20.52	24.10	19.51	19.69
21	8	25.78	21.84	21.53	25.14	20.35	20.67
22	16	26.90	22.73	22.54	26.18	21.19	21.65
23	11	28.02	23.63	23.56	27.22	22.03	22.62
24	5	29.15	24.52	24.57	28.27	22.86	23.60
25	2	30.27	25.41	25.58	29.31	23.70	24.58
26	6	31.39	26.31	26.60	30.35	24.54	25.56

الملحق (ي)

العلامات المعادلة وفقاً لطريقة معادلة الرتب المئينية للقدرة، عند إيجاد تقديرات القدرات المتعادلة باستخدام الرتب المئينية على العينة الأولى والثانية لكل نموذج من نماذج تصفية المموهات.

المئين	القدرة (العشوائي)	المجموعة العشوائية الأولى			المجموعة العشوائية الثانية		
		نموذج تصفية المموهات			نموذج تصفية المموهات		
		التجريبي	التحكيم	المنطقي	التجريبي	التحكيم	المنطقي
1	-2.04	-2.11	-1.64	-1.21	-1.38	-2.17	-1.21
2	-1.76	-2.05	-1.64	-1.21	-1.38	-1.91	-1.21
3	-1.51	-1.76	-1.58	-1.21	-1.31	-1.41	-1.05
4	-1.51	-1.50	-1.49	-1.21	-1.22	-1.15	-0.84
5	-1.51	-1.27	-1.42	-1.21	-1.13	-0.97	-0.75
6	-1.29	-1.19	-1.42	-1.14	-1.05	-0.85	-0.75
7	-1.29	-1.19	-1.42	-1.05	-0.97	-0.74	-0.75
8	-1.09	-0.87	-1.15	-0.97	-0.89	-0.69	-0.75
9	-1.09	-0.52	-0.85	-0.97	-0.84	-0.69	-0.73
10	-1.09	-0.52	-0.66	-0.97	-0.84	-0.69	-0.64
11	-1.09	-0.52	-0.59	-0.97	-0.83	-0.63	-0.54
12	-1.09	-0.52	-0.53	-0.97	-0.76	-0.53	-0.53
13	-0.91	-0.44	-0.53	-0.97	-0.68	-0.53	-0.53
14	-0.91	-0.27	-0.53	-0.97	-0.54	-0.47	-0.47
15	-0.91	-0.22	-0.48	-0.97	-0.40	-0.36	-0.38
16	-0.73	-0.22	-0.41	-0.95	-0.32	-0.26	-0.33
17	-0.73	-0.22	-0.33	-0.87	-0.25	-0.16	-0.33
18	-0.73	-0.22	-0.20	-0.78	-0.22	-0.06	-0.33
19	-0.73	-0.22	-0.07	-0.75	-0.22	-0.06	-0.33
20	-0.59	-0.20	-0.06	-0.75	-0.22	-0.06	-0.33
21	-0.56	-0.11	-0.06	-0.75	-0.22	-0.05	-0.33
22	-0.56	-0.08	-0.03	-0.75	-0.22	0.05	-0.33
23	-0.56	-0.08	0.04	-0.75	-0.22	0.09	-0.33
24	-0.56	-0.08	0.10	-0.75	-0.22	0.09	-0.33
25	-0.40	-0.08	0.16	-0.75	-0.15	0.09	-0.33
26	-0.40	0.00	0.23	-0.75	-0.08	0.15	-0.33
27	-0.40	0.09	0.24	-0.69	-0.08	0.24	-0.33
28	-0.40	0.17	0.24	-0.61	-0.08	0.24	-0.33
29	-0.40	0.22	0.24	-0.53	-0.03	0.24	-0.32
30	-0.40	0.22	0.24	-0.53	0.04	0.24	-0.22
31	-0.24	0.27	0.24	-0.53	0.07	0.24	-0.13
32	-0.24	0.35	0.30	-0.50	0.07	0.24	-0.12
33	-0.24	0.36	0.37	-0.42	0.10	0.25	-0.12
34	-0.24	0.37	0.43	-0.34	0.16	0.36	-0.12
35	-0.13	0.46	0.50	-0.26	0.22	0.39	-0.12
36	-0.08	0.54	0.54	-0.19	0.22	0.41	-0.08
37	-0.08	0.63	0.54	-0.12	0.22	0.51	0.01
38	-0.08	0.67	0.54	-0.12	0.22	0.54	0.08
39	-0.08	0.67	0.61	-0.12	0.22	0.54	0.08
40	-0.08	0.67	0.67	-0.12	0.27	0.54	0.08
41	-0.08	0.67	0.74	-0.12	0.34	0.54	0.08
42	-0.08	0.67	0.81	-0.12	0.36	0.54	0.08
43	0.08	0.68	0.87	-0.12	0.36	0.54	0.08
44	0.08	0.78	0.87	-0.12	0.40	0.54	0.08
45	0.08	0.83	0.87	-0.10	0.47	0.54	0.13
46	0.08	0.83	0.92	-0.03	0.54	0.54	0.22
47	0.08	0.83	1.00	0.05	0.61	0.62	0.28
48	0.10	0.83	1.07	0.13	0.67	0.73	0.28
49	0.24	0.83	1.15	0.21	0.67	0.84	0.30
50	0.24	0.83	1.22	0.28	0.67	0.87	0.39
51	0.24	0.93	1.22	0.28	0.67	0.87	0.48
52	0.24	1.00	1.22	0.28	0.67	0.87	0.49

المئين	القدرة (العشوائي)	المجموعة العشوائية الأولى نموذج تصفية المموهات			المجموعة العشوائية الثانية نموذج تصفية المموهات		
		التجريبي	التحكيم	المنطقي	التجريبي	التحكيم	المنطقي
53	0.24	1.00	1.22	0.31	0.67	0.87	0.49
54	0.24	1.05	1.22	0.39	0.67	0.90	0.49
55	0.40	1.15	1.22	0.47	0.77	1.01	0.49
56	0.40	1.18	1.22	0.49	0.92	1.04	0.49
57	0.40	1.18	1.22	0.49	1.04	1.07	0.49
58	0.40	1.18	1.22	0.49	1.13	1.20	0.54
59	0.40	1.18	1.22	0.49	1.21	1.22	0.74
60	0.40	1.18	1.22	0.49	1.30	1.22	0.94
61	0.56	1.22	1.22	0.58	1.38	1.22	1.06
62	0.56	1.32	1.22	0.75	1.38	1.22	1.17
63	0.56	1.44	1.22	0.92	1.38	1.22	1.19
64	0.56	1.56	1.22	1.02	1.47	1.22	1.19
65	0.56	1.59	1.35	1.12	1.57	1.22	1.19
66	0.65	1.59	1.52	1.19	1.59	1.22	1.19
67	0.73	1.72	1.63	1.19	1.59	1.22	1.19
68	0.73	1.86	1.63	1.19	1.59	1.33	1.19
69	0.73	2.01	1.63	1.25	1.59	1.47	1.21
70	0.73	2.18	1.63	1.36	1.64	1.61	1.33
71	0.73	2.38	1.63	1.47	1.75	1.63	1.46
72	0.85	2.46	1.69	1.47	1.83	1.63	1.60
73	0.91	2.46	1.79	1.47	1.83	1.63	1.74
74	0.91	2.46	1.87	1.51	1.83	1.63	1.79
75	0.91	2.46	1.87	1.63	1.83	1.69	1.79
76	0.99	2.46	1.87	1.75	1.83	1.85	1.86
77	1.09	2.46	1.87	1.79	1.95	1.87	2.04
78	1.09	2.46	1.87	1.79	2.08	1.87	2.17
79	1.09	2.46	1.92	1.79	2.23	1.87	2.17
80	1.09	2.46	2.04	1.79	2.39	1.87	2.17
81	1.29	2.46	2.15	1.79	2.58	1.87	2.40
82	1.29	2.46	2.15	1.85	2.79	1.87	2.62
83	1.29	2.68	2.15	1.99	2.92	1.87	2.67
84	1.29	2.92	2.15	2.14	2.92	1.95	2.67
85	1.29	2.92	2.15	2.17	2.92	2.14	2.67
86	1.29	2.92	2.19	2.17	2.92	2.15	2.67
87	1.29	2.92	2.34	2.17	2.92	2.15	2.79
88	1.51	2.92	2.48	2.17	2.92	2.15	3.15
89	1.51	2.92	2.50	2.17	2.92	2.37	3.46
90	1.51	2.92	2.50	2.17	2.92	2.50	3.46
91	1.51	2.92	2.50	2.17	2.92	2.50	3.46
92	1.76	2.92	2.50	2.17	2.92	2.79	3.46
93	1.76	2.92	2.50	2.34	2.92	3.19	3.46
94	2.00	2.92	2.50	2.53	3.10	3.69	3.46
95	2.04	3.07	2.50	2.75	3.45	3.70	3.46
96	2.04	3.49	2.50	3.05	3.67	3.70	3.46
97	2.59	3.67	2.50	3.35	3.67	3.70	3.46
98	3.32	3.67	2.50	3.46	3.67	3.70	3.46
99	3.61	3.67	2.50	3.46	3.67	3.70	3.46

Abstract

Kofahi, mousa mohammad mahmoud. The Effect of Filtering Distractors Method in Multiple Choice Items on Test Equating. Dissertation. Yarmouk University 2013. (Supervisor: Prof. Ahammad Oudeh).

This study aims at investigating the effect of filtering distractors method in multiple-choice items on test equating. To achieve this purpose, the researcher adopted a math test consisted of (40) multiple-choice items with six Alternatives each. The distractors of this test were chosen from the students' answers after it was administered to a sample of (70) students. Completing the first form of the test, the researcher administered it to a sample of (130) students. Then the difficulty and discrimination coefficients were calculated. The final form of the test consisted of (34) multiple-choice items with six Alternatives each. Upon deleting two distractors from the Alternatives of the final test, formulated four test forms with four Alternatives for each item. These forms come as follows: a form according to the random filtering method of distractors , a form according to the experimental filtering method, a form according to the Judicial filtering method, and a form according to the logical filtering method.

The four test forms were applied to a sample of (880) students from the seventh grade. The linear and Equipercentile equating methods based on the classic theory in measurement and Rach method according to the modern theory in measurement. Then, the researcher, in equating procedures, adopted the Random Group Design and two criteria which are Standard Error Equating and Cross-Validation, to asses the accuracy and efficiency of the equating. Upon analyzing the data, the results of the

study emphasized that the scores of the distractors filtering forms shall necessarily be equated. Furthermore, the results showed that the accuracy and efficiency of the equating can be affected by the different methods of distractors filtering used. Regarding the accuracy and efficiency of the equating, the results showed that no method of distractors filtering methods can prevail over the other, but each method can prevail over the other according the different equating method used. In addition, the results proved that Rach method prevailed over the two equating methods based on the classic theory in measurement depending on previous standards, then the linear equating, and finally Equipercentile equating.

Keywords: Filtering Distrasctors, Test Equating, Multiple Choice Items.